

Aus dem Institut für Agrarökonomie
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

**Die Produktivität und Effizienz
landwirtschaftlicher Betriebe in Deutschland im Kontext von
Treibhausgasemissionen, Energieverbrauch und Tierwohlintindikatoren**

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von
Patrick Wettemann, M.Sc.
aus Ellwangen (Jagst)

Kiel, im September 2015

Dekan: Prof. Dr. Eberhard Hartung
1. Berichterstatter: Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann
2. Berichterstatter: Prof. Dr. Awudu Abdulai
Tag der mündlichen Prüfung: 4. November 2015

Gedruckt mit der Genehmigung der
Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Diese Dissertation kann als elektronisches Medium
Über den Internetauftritt der Universitätsbibliothek Kiel
(www.ub.uni-kiel.de; www.eldiss.uni-kiel.de)
Aus dem Internet geladen werden.

Danksagung

Zur Fertigstellung meiner Promotion möchte ich mich bei den Menschen bedanken, die mich auf dem Weg dorthin unterstützt und begleitet haben. Als erstes möchte ich meinem Doktorvater Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann für die Überlassung des Themas und die fortwährende Unterstützung danken. Sein entgegengebrachtes Vertrauen sowie die Diskussions- und Gesprächsbereitschaft trugen maßgebend zu einem produktiven Arbeiten bei. Ferner bedanke ich mich bei Prof. Dr. Awudu Abdulai für die Übernahme des Zweitgutachtens sowie bei Prof. Dr. Friedhelm Taube und Prof. Dr. Eberhard Hartung für die Mitwirkung bei der Disputation.

Bei der Deutschen Bundesstiftung Umwelt bedanke ich mich für die finanzielle Förderung während der Promotion sowie den Möglichkeiten zum interdisziplinären Austausch auf Tagungen und mit anderen Stipendiaten. Bei meinem Koautor Joseph Allendorf bedanke ich mich für die produktive und sehr angenehme Zusammenarbeit. Für das Korrekturlesen der Arbeit danke ich Dr. Julia Wettemann-Wülk, Karen Schröder und Lisa Elsner.

Für die kollegiale Atmosphäre am Lehrstuhl während der Promotion bedanke ich mich besonders bei meinen Bürokollegen PD Dr. habil. Gunnar Breustedt und Ruben Dehning. Ein herzlicher Dank gilt auch Solveigh Hennig, Martin Mees, Dr. Norbert Schulz, Dr. Christian Drepper, Dr. Volker Saggau, Julia Schreiner, Emma Garnett, Dr. Sandra Derissen und Carolin Rosenau. Ferner danke ich Lisa Elsner herzlich für die prompte und zuverlässige Hilfe in administrativen Belangen.

Allen voran danke ich meiner Familie und meinen Freunden für die Unterstützung und den Rückhalt während der Promotion.

Vielen Dank!

Berlin, im November 2015

Patrick Wettemann

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Zusammenfassung	1
2	An efficiency-based concept to evaluate cost and greenhouse gas savings in dairy farms.....	13
3	Die Produktivitätsentwicklung von Marktfruchtbetrieben unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen	47
4	Die Energieeffizienz norddeutscher Milchviehbetriebe.....	89
5	Does animal welfare influence dairy farm efficiency? A two-stage approach.	123
6	Schlussbetrachtung	147
7	Summary	175
8	Methodischer Anhang.....	181

Verzeichnis der Tabellen

Table 2.1: Descriptive statistics of analysed farms in financial year 2009/10 (216 observations)	29
Table 2.2: Price information for inputs in financial year 2009/2010	30
Table 2.3: Greenhouse gas equivalents for inputs.....	30
Table 2.4: Results of efficiency measurement	32
Table 2.5: Potential savings of costs and GHG emissions as well as shadow prices.....	33
Table 2.6: Farming processes of cost-efficient and GHG-efficient benchmarks (medium assessment).....	36
Table 2.7: Input use of cost/GHG-efficient production in respect of different assessments ...	46
Tabelle 3.1: Deskriptive Statistik der 141 untersuchten Betriebe über die WJ 02/03 bis 09/10	61
Tabelle 3.2: Diesel- und Düngeraufwendungen der untersuchten 141 Marktfruchtbetrieben über die WJ 02/03 bis 09/10 sowie deren THG-Gewichtung	61
Tabelle 3.3: Ergebnisse der Test auf verschiedene Modellspezifikationen	64
Tabelle 3.4: Ergebnisse der Schätzung der Distanzfunktionen.....	66
Tabelle 3.5: Partielle Elastizitäten der Distanzfunktionen	67
Tabelle 3.6: Effizienz der Betriebe und Schattenpreis der THG-Emissionen.....	70
Tabelle 3.7: Schattenpreise im Zeitablauf ($p^{GE}=15 \text{ €}$)	73
Tabelle 3.8: Veränderung der totalen Faktorproduktivität.....	74
Tabelle 4.1: Deskriptive Statistik der 202 untersuchten Betriebe über die WJ 08/09 bis 10/11	102
Tabelle 4.2: Deskriptive Statistik von mit Energie bewerteten Inputs (n=606).....	103
Tabelle 4.3: Ergebnisse der Tests auf Modellspezifikation	105
Tabelle 4.4: Schätzergebnisse der Distanzfunktion	107
Tabelle 4.5: Partielle Elastizitäten, Skalenelastizität und Effizienzwerte	108
Tabelle 4.6: Substitutionselastizitäten der Inputs.....	111
Table 5.1: Descriptive statistics of the variables for efficiency analysis (n=115)	127
Table 5.2: Descriptive statistics of the variables for the Tobit regressions (n=115).....	128
Table 5.3: Descriptive statistics of non-corrected/bias-corrected efficiency scores under constant and variable returns to scale.....	133
Table 5.4: Estimation results of the Tobit regressions	135

Table 5.5: Marginal effects of significant variables from the Tobit regressions	136
Tabelle 8.1: Klassifizierung der Methoden der Effizienzanalyse	202

Verzeichnis der Abbildungen

Figure 2.1: Input-output system of a dairy farm and occurring GHG emissions.....	18
Figure 2.2: Input-oriented measurement of optimistic and pessimistic overall efficiency	23
Figure 2.3: Shadow prices of greenhouse gas savings	26
Figure 2.4: Average input mix of status quo and targets under medium assessment.....	36
Abbildung 3.1: Totale Faktorproduktivität und deren Komponenten im Zeitablauf (D^0).....	75
Abbildung 4.1: Faktorkombinationen von mit Energie bewerteten Vorleistungen und Energie bei konstantem Output	104
Figure 5.1: Distribution of non-corrected/bias-corrected efficiency scores.....	133
Abbildung 8.1: Input-orientierte Effizienzmessung.....	185
Abbildung 8.2: Output-orientierte Effizienzmessung	187
Abbildung 8.3: Hyperbolische Effizienzmessung.....	188
Abbildung 8.4: Konstante und variable Skalenerträge sowie Skaleneffizienz	190
Abbildung 8.5: Schwache Verschwendbarkeit eines Outputs	192
Abbildung 8.6: Allokative und ökonomische Effizienz.....	195
Abbildung 8.7: Ermittlung der Produktivitätsentwicklung	198
Abbildung 8.8: Effizienzmessung anhand einer stochastischen Produktionsfrontier	209

Kapitel 1

Einleitung und Zusammenfassung

Die Landwirtschaft in Deutschland wird kontinuierlich mit neuen Herausforderungen und politischen Zielen konfrontiert. War bis in die 1960er die Hauptaufgabe der Landwirtschaft, eine möglichst kostengünstige Lebensmittelversorgung innerhalb stabilisierter Agrarmärkte zu garantieren und eine hohe Produktivität zu erreichen (MAAS und SCHMITZ 2007), so wurde seit den 1970er Jahren im Besonderen der effiziente Einsatz endlicher Ressourcen, speziell von Energie, gefordert (vgl. MEADOWS et al. 1972). In den 1980- und 1990er Jahren traten zunehmend ökologische Ziele wie der Erhalt von Arten bzw. Biodiversität oder die Verringerungen von Umweltwirkungen in den Vordergrund und wurden gleichberechtigt zu bisherigen Zielen etabliert (z.B. EU-Nitratrichtlinie (AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN 1991) und Agenda 21 (UN 1993)). Mit dem Kyoto-Protokoll von 1997 und der völkerrechtlich verbindlichen Festlegung von Zielwerten an Treibhausgasemissionen wird auch die Landwirtschaft in das Ziel der Senkung von Treibhausgasemissionen eingebunden (UNFCCC 1997, BMELV 2009). In den 2000er Jahren etablierte sich mit den Luxemburger Beschlüssen das agrarpolitische Leitbild der „nachhaltigen Landwirtschaft“. Es fordert ein ökologisch und ökonomisch nachhaltiges Wirtschaften (MAAS und SCHMITZ 2007). Schließlich rückt in den 2010er Jahren die Debatte im Umgang mit Nutztieren hinsichtlich von Tierwohl und Ethik verstärkt in den Fokus und erweitert die an die landwirtschaftliche Nutztierhaltung bereits genannten Anforderungen (WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT 2015).

Diese Übersicht gibt nur einen Teil der Anforderungen an die Landwirtschaft wieder. So besteht unter anderem noch das Bestreben einer zunehmenden Marktliberalisierung des Sektors

(MAAS und SCHMITZ 2007). Dennoch wird deutlich, dass viele dieser Anforderungen auf den ausschließlichen oder besonderen Einfluss der Landwirtschaft auf den genannten Sachverhalten beruhen. So sind landwirtschaftliche Betriebe bedeutende Konsumenten von Energie und Rohstoffen, erheblich beteiligt an Eingriffen in Ökosysteme und an Nährstoffüberschüssen, bedeutende Emittenten von Treibhausgasemissionen sowie an der Haltung des überwiegenden Teils der Nutztiere beteiligt. Da die Auflistung auch die Bereitstellung und/oder Nutzung von öffentlichen Gütern durch die Landwirtschaft einschließt, erklärt sich das Interesse der Öffentlichkeit und Politik bei der Formulierung von Anforderungen und Erwartungen diesbezüglich (COOPER et al. 2009, WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT 2015).

Folglich ist es naheliegend, dass die heute an die Landwirtschaft gestellten Herausforderungen auch Gegenstand aktueller agrarökonomischer Forschung sind. So wurden und werden landwirtschaftliche Betriebe hinsichtlich ihrer Produktivität und Effizienz aus betriebswirtschaftlicher Sicht ausführlich analysiert (z.B. BRÜMMER et al. 2002, ABDULAI und TIETJE 2007, SAUER und LATA CZ-LOHMANN 2015). Jedoch ist es aufgrund des oben genannten Wandels der Anforderungen an die Landwirtschaft nicht mehr ausreichend, die Betriebe nur aus betriebswirtschaftlicher Sicht zu untersuchen, sondern notwendig, *sowohl* die betriebswirtschaftlichen Bestrebungen der Landwirte *als auch* die Belange der Öffentlichkeit hinsichtlich öffentlicher Güter adäquat zu berücksichtigen. Erste Studien, in denen die Umweltwirkungen der Landwirtschaft in eine betriebswirtschaftliche Evaluation explizit mit einbezogen waren, sind z.B. von BALL et al. (1994) und REINHARD et al. (1999). Hinsichtlich der durch die Landwirtschaft bedingten Nährstoffüberschüsse besteht mittlerweile ein relativ breites Repertoire an Studien (z.B. REINHARD und THIJSEN 2000, SHAIK et al. 2002, COELLI et al. 2007). Hingegen sind Studien in Bezug auf Treibhausgasemissionen als unerwünschte Umweltwirkung in der Landwirtschaft ein noch relativ junges Forschungsfeld der Agrarökonomie und bereits durchgeführte Forschungsarbeiten fanden überwiegend auf sektoraler Ebene oder anhand von Beispielbetrieben statt (z.B. MACLEOD et al. 2010, MORAN et al. 2011, BRINER et al. 2012). Die Frage, wie einzelbetrieblich Treibhausgasemissionen in welcher Höhe und zu welchen Kosten eingespart werden können, ist noch offen. Ferner wurde in bisherigen Studien kaum und nicht in quantitativer Weise auf mögliche Zielkonkurrenzen zwischen betriebswirtschaftlichen Zielen und dem Ziel der Treibhausgaseinsparung eingegangen. Dazu fehlt eine quantitative Betrachtung der Produktivitätsentwicklung unter der Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen.

Im Gegensatz dazu wurde der Energieverbrauch der Landwirtschaft auch auf einzelbetrieblicher Ebene empirisch untersucht (z.B. REINHARD et al. 2000). Einzelnen aktuelleren Studien

wie beispielsweise von BLANCARD und MARTIN (2014) fehlt hingegen die Verknüpfung des Ziels eines möglichst geringen Energieverbrauchs mit betriebswirtschaftlichen Zielen. Auch sind Studien mit der Berücksichtigung eines möglichst geringen Energieeinsatzes und einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion für landwirtschaftliche Betriebe in Deutschland bislang nur spärlich vorhanden. Ferner ist die Frage bislang unbeantwortet, inwieweit auf einzelbetrieblicher Ebene Energie als Input im Produktionsprozess durch andere Inputs substituiert werden kann.

Die öffentliche Debatte über Tierwohl und Ethik in der Nutztierhaltung ist bislang dominiert von grundlegenden Diskursen im Zusammenhang mit Haltungssystemen und der Betriebsgröße viehhaltender Betriebe (vgl. WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT 2015). Dennoch sind in der wissenschaftlichen Debatte des Themas Indikatoren wie beispielsweise die Reproduktionsleistung von Tieren verbreitet, die unabhängig vom Haltungssystem Aussagekraft über das Tierwohl besitzen und auch zur Quantifizierung des Tierwohls herangezogen werden (CURTIS 2007, OLTEANCU und BROOM 2010). Hingegen nahezu unbeachtet ist bislang der Zusammenhang der Tierwohlindikatoren mit der ökonomischen Leistungsfähigkeit von Betrieben (LUSK und NORWOOD 2011).

Vorliegende Dissertation widmet sich den aufgeworfenen Fragen und Forschungslücken. Dabei wird die Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe im Zusammenhang mit Treibhausgasemissionen, Energieverbrauch und Tierwohlindikatoren beurteilt. Folgende Kernfragen behandelt die Dissertation:

1. Wie hoch sind die Einsparpotentiale an Energie und Treibhausgasemissionen im Status Quo? Wie können diese Einsparpotentiale genutzt werden und welche Einflussfaktoren bestimmen die Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Berücksichtigung des Energieverbrauchs und der Treibhausgasemissionen?
2. Wie hoch sind die Kosten bzw. wie hoch ist der Nutzen eines Übergangs zu einer energie- bzw. treibhausgasminimalen Produktion? Welche Beziehungen bestehen zwischen betriebswirtschaftlichen Zielen und einer Produktion mit möglichst geringem Energieverbrauch bzw. Treibhausgasemissionen? Wie sind Betriebe mit minimalem Energieverbrauch oder minimalen Treibhausgasemissionen charakterisiert?
3. Wie ist die zeitliche Entwicklung der Produktivität unter Berücksichtigung von Energie und Treibhausgasemissionen als unerwünschte Umweltwirkung? In welchem Umfang beeinflussen einzelne Treiber diese Produktivitätsentwicklung?

4. In welchem Zusammenhang stehen Tierwohl und die betriebswirtschaftliche Effizienz von Betrieben?

Um diese Fragestellungen beantworten zu können, wird auf Methoden der Produktivitäts- und Effizienzanalyse zurückgegriffen. Diese Methoden sind geeignet, auf einzelbetrieblicher Ebene Unterschiede in der (um Umweltwirkungen erweiterten) Managementfähigkeit der Betriebsleiter zu quantifizieren, um somit Einsparpotentiale und die Produktivitätsentwicklung zu eruieren. Ferner können Determinanten effizienter Produktion ermittelt werden bzw. effiziente Betriebe identifiziert und dadurch charakterisiert werden. Die Methoden ermöglichen auch eine Analyse der Betriebe im zeitlichen Verlauf und somit die Quantifizierung der Produktivitätsentwicklung (FÄRE et al. 1985, COELLI et al. 2005). Im Falle der letzten Fragestellung werden zusätzlich zensierte Regressionen angewandt (GREENE 2012). Für die empirischen Analysen werden landwirtschaftliche Buchführungsabschlüsse sowie Daten aus landwirtschaftlichen Beratungsringsen verwendet.

Die kumulativ verfasste Arbeit setzt sich aus vier empirischen Arbeiten zusammen, die sich auf die oben aufgeworfenen Fragestellungen konzentrieren. In Kapitel 2 werden anhand eines Datensatzes norddeutscher Milchviehbetriebe Einsparpotentiale an Treibhausgasemissionen und Kosten quantifiziert sowie Betriebe mit minimaler Treibhausgasfreisetzung deskribiert. Ferner wird die Zielbeziehung zwischen einer möglichst kostengünstigen Produktion und einer Produktion mit einem möglichst geringen Ausstoß an Treibhausgasemissionen eruiert sowie Kosten der Einsparung von Treibhausgasemissionen ermittelt. Kapitel 3 analysiert die Entwicklung der Produktivität norddeutscher Marktfruchtbetriebe unter der Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen. In diesem Kapitel werden Einsparpotentiale von Treibhausgasemissionen und Inputs sowie Steigerungspotentiale des Outputs bestimmt. Des Weiteren werden Determinanten von einer in diesem Kontext effizienten Produktion und Schattenpreise von Treibhausgasemissionen ermittelt sowie die Treiber der Produktivitätsentwicklung quantifiziert. Kapitel 4 widmet sich der Analyse der Energieeffizienz am Datensatz norddeutscher Milchviehbetriebe. Hierbei wird der Energieeinsatz als separater Input betrachtet und dessen Einsparpotential und das Einsparpotential an Inputs sowie Faktoren einer energieeffizienten Produktion bestimmt. Ferner wird durch die Berechnung der Substitutionselastizität des Energieeinsatzes und anderen Inputs eine Beurteilung möglich, inwieweit Energie durch andere Inputs substituiert werden kann. Die vierte Studie in Kapitel 5 konzentriert sich auf die Untersuchung des Zusammenhangs von Tierwohlindikatoren und der technischen Effizienz anhand von Milchviehbetrieben in Nordrhein-Westfalen. Den empirischen Studien schließt sich eine Schlussbetrachtung in Kapitel 6 an. In dieser werden die Ergebnisse der Analysen zusammen-

gefasst und abschließend diskutiert. Schließlich werden nach einer englischsprachigen Zusammenfassung in Kapitel 7 die methodischen Grundlagen der Arbeit in Kapitel 8 erörtert.

Im Folgenden werden die durchgeführten Analysen kurz vorgestellt. Neben der Datengrundlage und einer Beschreibung der verwendeten Methodik werden die zentralen Ergebnisse dargestellt.

Eine effizienzanalytische Bestimmung des Einsparpotentials an Kosten und Treibhausgasemissionen von Milchviehbetrieben

Vor dem Hintergrund, dass rinderhaltende Betriebe unter den Hauptverursachern der Treibhausgasemissionen der Landwirtschaft in Deutschland sind und sich diese Betriebe zunehmend in einem Spannungsfeld zwischen einer einerseits profitablen und andererseits klimafreundlichen Produktion befinden, eruiert dieser Beitrag in Kapitel 2 die Einsparpotentiale an Treibhausgasemissionen für 216 Milchviehbetriebe aus Norddeutschland im Wirtschaftsjahr 2009/10. Die Milchviehbetriebe werden innerhalb eines bioökonomischen Modells so dargestellt, dass die Bewertung der Inputs sowohl mit Kosten als auch mit CO₂-Äquivalenten möglich ist. Somit werden Unterschiede einer möglichst kostengünstigen Produktion (kosteneffiziente Produktion) und einer Produktion mit möglichst geringen Treibhausgasemissionen (treibhausgas-effiziente Produktion) bei jeweils konstantem Output ermittelt. Hierzu wird auf die Methode der Data Envelopment Analysis zurückgegriffen. Da bei der Bewertung der Inputs Unsicherheiten bezüglich Preisen und CO₂-Äquivalenten bestehen, und diese entsprechend berücksichtigt werden, liegen die Ergebnisse in Form von Intervallen vor. Darüber hinaus werden Schattenpreise der Einsparung an Treibhausgasemissionen ermittelt und kosten- bzw. treibhausgas-effiziente Betriebe hinsichtlich ihres Inputeinsatzes und weiterer Betriebseigenschaften charakterisiert.

Als Ergebnis ist festzuhalten, dass die untersuchten Betriebe im Durchschnitt ein Einsparpotential an Treibhausgasemissionen von 24,9 % bis 41,3 % aufweisen. Das Kosteneinsparpotential beläuft sich im Mittel von 37,2 % bis 57,4 %. Daraus folgt, dass die Betriebe mehr treibhausgas- als kosteneffizient sind. Falls alle Betriebe deren Kosteneinsparungen nutzten, würden im Mittel mindestens 87,5 % aller Einsparpotentiale an Treibhausgasemissionen mitgenutzt werden. Demnach liegt eine hohe Zielkongruenz zwischen einer kosten- und treibhausgas-effizienten Produktion vor. Sollen ausgehend von einer kosteneffizienten Produktion die verbleibenden Einsparmöglichkeiten an Treibhausgasemissionen genutzt werden, würden bei einer mittleren Bewertung durchschnittliche Schattenkosten von 164,97 €/t CO₂-

Äquivalent anfallen. Treibhausgas-effiziente Betriebe setzen im Vergleich zu kosteneffizienten Betrieben durchschnittlich weniger Diesel und mehr Stickstoff in der Produktion ein. Im Vergleich zum Durchschnitt der Daten bewirtschaften kosten- und treibhausgas-effiziente Betriebe einen geringeren Anteil ihrer Fläche als Grünland und weisen eine längere Nutzungsdauer von Kühen bei gleichzeitig höherer durchschnittlichen Milchleistung je Kuh auf. Im Vergleich zu kosteneffizienten Betrieben weisen treibhausgas-effiziente Betriebe einen höheren Anbauanteil an Leguminosen sowie eine geringere Remontierungsrate auf. Kosteneffiziente Betriebe hingegen zeichnen sich durch einen höheren zugekauften Stickstoffeinsatz je Hektar im Vergleich zum Durchschnitt der Daten und zu treibhausgas-effizienten Betrieben aus.

Die Entwicklung der Produktivität von Marktfruchtbetrieben unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen

In der Literatur stehen bislang keine empirischen Studien über das Einsparpotential an Treibhausgasemissionen sowie die Kosten bei der Verringerung von Treibhausgasemissionen für die Landwirtschaft in Deutschland zur Verfügung. Dieser Lücke widmet sich der vorliegende Beitrag in Kapitel 3, der als Ziel die Produktivitätsentwicklung von 141 spezialisierten Ackerbaubetrieben eruiert. Zugrunde liegen hierbei Daten von Betrieben vorwiegend aus Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern für den Zeitraum der Wirtschaftsjahre 2002/03 bis 2009/10 unter expliziter Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen als unerwünschtem Output. Hierzu werden eine output-orientierte und eine erweiterte hyperbolische stochastische Distanzfunktion geschätzt, die jeweils kurzfristige und mittel- bis langfristige Anpassungsprozesse der Betriebe widerspiegeln. Auf Basis der geschätzten Distanzfunktionen werden Umwelteffizienzwerte und somit Einsparpotentiale im Hinblick auf Treibhausgasemissionen ermittelt, Schattenpreise der Treibhausgasemissionen abgeleitet sowie die Produktivitätsentwicklung und die dafür verantwortlichen Treiber in ihrem Ausmaß ermittelt. Ferner werden Determinanten einer umwelteffizienten Produktion bestimmt.

Wie die Forschungsergebnisse zeigen, können die Betriebe im Mittel 11,6 % bzw. 8,6 % (jeweils output-orientierte respektive erweiterte hyperbolische stochastische Distanzfunktion) ihrer produktspezifischen Treibhausgasemissionen einsparen. Im Mittel weisen die Betriebe abnehmende Skalenerträge auf. Standorte mit höheren Bodenpunkten sowie ein steigender Anteil an Getreide und Zuckerrüben in der Fruchtfolge beeinflussen die Umwelteffizienz positiv. Ein höherer Anteil an organischen Düngern an der Gesamtdüngermenge und ein steigender Anteil an ausgelagerten Arbeiten hingegen verringern die Umwelteffizienz. Je nach unterstelltem Preisniveau betragen die Schattenpreise für Treibhausgasemissionen durch-

schnittlich zwischen 3,56 und 7,12 €/t CO₂-Äquivalente bzw. 1,71 bis 3,41 €/t CO₂-Äquivalente. Im Beobachtungszeitraum steigt die Produktivität insgesamt um durchschnittlich 9,0 % bzw. 4,4 %. Der größte Anteil an dieser Entwicklung ist auf technischen Fortschritt zurückzuführen, wobei bei der jährlichen Rate des technischen Fortschritts eine abnehmende Tendenz zu beobachten ist. Veränderungen in der Umwelteffizienz beeinflussen die Produktivitätsentwicklung im Durchschnitt der Jahre nur unwesentlich. Veränderungen in der Skalengröße weisen jedoch einen leicht negativen Einfluss auf die Produktivitätsentwicklung aus.

Die Energieeffizienz norddeutscher Milchviehbetriebe

Durch den relativ hohen Anteil an Treibhausgasemissionen in der Milchviehhaltung, der durch den Energieverbrauch bedingt ist, ist es sowohl aus Sicht einer Ressourcenschonung als auch aus Sicht einer klimaschonenden Produktion erstrebenswert, Energie effizient im Produktionsprozess einzusetzen bzw. deren Substitution durch andere Inputs zu prüfen. Zu diesem Zweck analysiert dieser Beitrag in Kapitel 4 die Energieeffizienz von Milchviehbetrieben. Dabei werden mittels einer input-orientierten stochastischen Distanzfunktion das Einsparpotential in den Inputs und der Energie quantifiziert und Determinanten einer energieeffizienten Produktion bestimmt. Darüber hinaus werden Substitutionselastizitäten der Inputs untereinander und speziell zu Energie kalkuliert, um eventuell vorhandene Substitutionsmöglichkeiten aufzudecken. Als empirische Datenbasis dienen 202 spezialisierte Milchviehbetriebe aus den Bundesländern Schleswig-Holstein, Hamburg und Mecklenburg-Vorpommern, die über den Zeitraum der Wirtschaftsjahre von 2008/09 bis 2010/11 beobachtet wurden.

Die Ergebnisse zeigen, dass mit einer ermittelten Energieeffizienz in Höhe von 63,9 % ein erhebliches Einsparpotential seitens der Inputs und dem Energieverbrauch besteht. Der niedrige Effizienzwert lässt sich zum einen auf die Heterogenität des Samples und der zusätzlichen Diskriminierung der Betriebe über den Energieverbrauch erklären. Zum anderen zeigt ein Vergleich zu Vollkostenauswertungen vergleichbarer Betriebe ebenfalls noch erhebliche Einsparpotentiale hinsichtlich eingesetzter Ressourcen. Die untersuchten Betriebe weisen im Mittel eine Skalanelastizität von 1,3 auf und befinden sich somit im Bereich zunehmender Skalenerträge. Positiv mit der Energieeffizienz korreliert sind ein höherwertiger Betriebsstandort, die Lage des überwiegenden Teils der bewirtschafteten Flächen in benachteiligtem Gebiet, ein geringerer Anteil an ausgelagerten Arbeiten sowie eine höhere Milchleistung und niedrigere Remontierungsrate der Milchkühe. Ferner besteht ein positiver Einfluss eines höheren Anteils an Familienarbeitskräften und eines höheren Anteils an Eigenkapital auf die Energieeffizienz. Studien, die Determinanten einer technisch effizienten Produktion eruieren,

kommen z.B. im Falle der Milchleistung und der Remontierungsrate zu vergleichbaren Ergebnissen. In Bezug auf den Einfluss dieser Determinanten auf die Effizienz besteht eine Zielkongruenz zwischen einer energieeffizienten und technisch effizienten Produktion. Für den Beobachtungszeitraum kann ein positiver technischer Fortschritt festgestellt werden, jedoch mit einer relativ stark abfallenden jährlichen Rate. Die kalkulierten Substitutionselastizitäten zwischen Inputs und Energie zeigen eine relativ hohe Substitutionselastizität von Energie zu energieextensiveren Vorleistungen und Arbeit. Hingegen sind die Inputs Fläche und Anlagevermögen komplementär zu Energie. Darüber hinaus besteht Komplementarität zwischen dem Input Fläche und den Inputs Arbeit und Anlagevermögen. Der Input Vorleistungen kann mit den Inputs Arbeit, Anlagevermögen und Fläche substituiert werden. Ebenfalls substituierbar sind die Inputs Anlagevermögen und Arbeit.

Der Einfluss prozessbezogener Tierwohlintikatoren auf die technische Effizienz von Milchviehbetrieben

Bei Analysen landwirtschaftlicher Betriebe wird der Zusammenhang zwischen wirtschaftlichem Erfolg und Tierwohl bislang überwiegend außer Acht gelassen. Die Analyse in Kapitel 5 hat zum Ziel, mittels prozessbezogener Indikatoren für Tierwohl, den Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und Tierwohl zu ermitteln. Hierfür wird im ersten Schritt durch eine mit Bootstrapping korrigierte Data Envelopment Analysis die technische Effizienz von Betrieben ermittelt, um im zweiten Schritt prozessbezogene Tierwohlintikatoren innerhalb einer zensierten Regression auf die technischen Effizienzwerte zu regressieren. Die prozessbezogenen Tierwohlintikatoren werden hierfür als Polynom zweiten Grades in der Regression berücksichtigt. Als Datengrundlage dient ein Sample von 115 Milchviehbetrieben in Nordrhein-Westfalen. Für die Betriebe liegen fünf Beobachtungsperioden vom Wirtschaftsjahr 2007/08 bis 2011/12 vor und der jeweilige Durchschnitt der Beobachtungsperiode eines jeden Betriebes liegt der Analyse zu Grunde.

Die Untersuchungsergebnisse zeigen, dass die Betriebe einen durchschnittlichen technischen Effizienzwert von 81,6 % (unter Annahme konstanter Skalenerträge) bzw. 85,3 % (unter Annahme variabler Skalenerträge) aufweisen. Zum Einfluss der prozessbezogenen Tierwohlintikatoren am jeweiligen Mittelwert auf die technische Effizienz ist festzustellen, dass ein steigender Anteil an Kuhverlusten, eine höhere Remontierungsrate und eine längere Zwischenkalbezeit einen negativen marginalen Effekt aufweisen. Hingegen korreliert ein geringeres Erstkalbealter, eine höhere Milchleistung sowie höhere Zellzahlen in der Milch positiv mit der Effizienz der Betriebe. Da bei einigen prozessbezogenen Tierwohlintikatoren der quadrati-

sche Term signifikant ist, ist für diese Indikatoren von einer pauschalen Verallgemeinerung der oben beschriebenen Zusammenhänge abzusehen. So ist die technische Effizienz unter konstanten Skalenerträgen in Bezug auf den jeweiligen Indikator bei einem Niveau an Kuhverlusten 0,4 % minimal, bei einer Milchleistung von 9 796 kg je Kuh und Jahr maximal, bei einer Zwischenkalbezeit von 430 Tagen minimal sowie bei einem Zellzahlgehalt der Milch in Höhe von 146 000/ml minimal. Für technische Effizienzwerte unter variablen Skalenerträgen gelten vergleichbare Werte unter der Ausnahme der Milchleistung, für die ein nur linearer Effekt festzustellen ist. Ferner besteht eine positive Korrelation der technischen Effizienz unter variablen Skalenerträgen und des Milchfettgehalts an dessen Mittelwert. Bei einem Fettgehalt von 4,1 % ist die technische Effizienz unter variablen Skalenerträgen ceteris paribus minimal.

Literaturverzeichnis

- ABDULAI, A.; TIETJE, H. (2007): Estimating technical efficiency under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models: application to northern German dairy farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 34 (3), 393–416.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN (1991): Richtlinie des Rates vom 12. Dezember 1991 zum Schutz der Gewässer vor Verunreinigung durch Nitrat aus landwirtschaftlichen Quellen (91/676/EWG). *Abl. L* 375/1-8 vom 31.12.91.
- BALL, V.; LOVELL, C.A.K.; NEHRING, R.; SOMWARU, A. (1994): Incorporating Undesirable Outputs into Models of Production: An Application to U.S. Agriculture. In: *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales* 31 (1), 59–73.
- BLANCARD, S.; MARTIN, E. (2014): Energy efficiency measurement in agriculture with imprecise energy content information. In: *Energy Policy* 66, 198–208.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (BMELV) (2009): Bericht des BMELV für einen aktiven Klimaschutz der Agrar-, Forst- und Ernährungswirtschaft und zur Anpassung der Agrar- und Forstwirtschaft an den Klimawandel. <<http://www.bmelv.de/cae/servlet/contentblob/383152/publicationFile/22425/KliKlimaschutzberi2008.pdf>>, [03/09/2014].
- BRINER, S.; HARTMANN, M.; FINGER, R.; LEHMANN, B. (2012): Greenhouse gas mitigation and offset options for suckler cow farms: an economic comparison for the Swiss case. In: *Mitig Adapt Strateg Glob Change* 17 (4), 337–355.
- BRÜMMER, B.; GLAUBEN, T.; THIJSEN, G. (2002): Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (3), 628–644.
- COELLI, T.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G. (2007): Environmental efficiency measurement and the materials balance condition. In: *Journal of Productivity Analysis* 28 (1-2), 3–12.
- COELLI, T.J.; BATTESE, G.E.; O'DONNELL, C.J.; RAO, D.P. (2005): *An introduction to efficiency and productivity analysis*. 2nd ed. New York, N.Y: Springer.
- COOPER, T.; HART, K.; BALDOCK, D. (2009): *The Provision of Public Goods Through Agriculture in the European Union*, Report Prepared for DG Agriculture and Rural, Contract No 30-CE-0233091/00-28, Institute for European Environmental Policy: London.

- CURTIS, S.E. (2007): Commentary: Performance Indicates Animal State of Being: A Cinderella Axiom? In: *Professional Animal Scientist* 23(6):573–583 23 (6), 573–583.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C. (1985): *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston/Dodrecht/Lancaster: Kluwer-Nijhof Publishing.
- GREENE, W.H. (2012): *Econometric analysis*. 7th ed. Boston: Prentice Hall.
- LUSK, J.L.; NORWOOD, F.B. (2011): Animal Welfare Economics. In: *Applied Economic Perspectives and Policy* 33 (4), 463–483.
- MAAS, S.; SCHMITZ, P.M. (2007): Gemeinsame Agrarpolitik der EU. In: *Wirtschaftsdienst* 87 (2), 94–100.
- MACLEOD, M.; MORAN, D.; EORY, V.; REES, R.; BARNES, A.; TOPP, C.F.; BALL, B.; HOAD, S.; WALL, E.; MCVITTIE, A.; PAJOT, G.; MATTHEWS, R.; SMITH, P.; MOXEY, A. (2010): Developing greenhouse gas marginal abatement cost curves for agricultural emissions from crops and soils in the UK. In: *Agricultural Systems* 103 (4), 198–209.
- MEADOWS, D.H.; MEADOWS, D.L.; RANDERS, J.; BEHRENS, W.W., III. (1972): *The limits to growth : a report for the Club of Rome's project on the predicament of mankind*. 1st ed. New York: Universe Books.
- MORAN, D.; MACLEOD, M.; WALL, E.; EORY, V.; MCVITTIE, A.; BARNES, A.; REES, R.; TOPP, C.F.E.; MOXEY, A. (2011): Marginal Abatement Cost Curves for UK Agricultural Greenhouse Gas Emissions. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1), 93–118.
- OLTENACU, P.A.; BROOM, D.M. (2010): The impact of genetic selection for increased milk yield on the welfare of dairy cows. In: *Animal Welfare* 19, 39–49.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.; THIJSSSEN, G. (2000): Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. In: *European Journal of Operational Research* 121 (2), 287–303.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.A.K.; THIJSSSEN, G. (1999): Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1), 44–60.
- REINHARD, S.; THIJSSSEN, G. (2000): Nitrogen efficiency of Dutch dairy farms: a shadow cost approach. In: *European Review of Agricultural Economics* 27 (2), 167–186.

- SAUER, J.; LATACZ-LOHMANN, U. (2015): Investment, technical change and efficiency: empirical evidence from German dairy production. In: *European Review of Agricultural Economics* 42 (1), 151–175.
- SHAIK, S.; HELMERS, G.A.; LANGEMEIER, M.R. (2002): Direct and Indirect Shadow Price and Cost Estimates of Nitrogen Pollution Abatement. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 27 (2), 420–432.
- UNITED NATIONS FRAMEWORK CONVENTION ON CLIMATE CHANGE (UNFCCC) (1997): Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change. <http://unfccc.int/essential_background/kyoto_protocol/items/1678.php>, [03/09/2014].
- UNITED NATIONS (UN) (1993): Agenda 21. United Nations Conference on Environment & Development, Rio de Janeiro, Brazil, 3 to 14 June, New York : UN Department of Public Inf.
- WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR AGRARPOLITIK BEIM BMEL (WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT) (2015): Wege zu einer gesellschaftlich akzeptierten Nutztierhaltung. Gutachten. Berlin. <http://www.bmel.de/DE/Ministerium/Organisation/Beiraete/_Texte/AgrVeroeffentlichungen.html>, [19/06/2015].

Kapitel 2

An efficiency-based concept to evaluate cost and greenhouse gas savings in dairy farms

Patrick Wettemann und Uwe Latacz-Lohmann

Dieser Beitrag befindet sich in der Begutachtung bei:

Agricultural Systems

Abstract

This article investigates potential savings of costs and greenhouse gas (GHG) emissions for 216 dairy farms in northern Germany using Data Envelopment Analysis. Trade-offs between cost-efficient and GHG-efficient production are determined. For these purposes an environmental-economic farm model is used that allows simultaneous input assessments with prices and CO₂ equivalents. Further uncertainty of prices and CO₂ equivalents is taken into account and therefore efficiency scores are in the form of ranges. Results show that the analysed dairy farms are more GHG efficient than cost efficient. There are potential savings in costs of between 37.2% and 57.4% and potential savings in GHG emissions of between 24.9% and 41.3% of the total amount of costs and GHG emissions respectively. If cost-efficient production is sought, at least 87.5% of the total potential savings of GHG emissions would be used, which indicates high goal congruence between cost-efficient and GHG-efficient production. If the remaining potential savings in GHG emissions were to be used, a shadow price of €164.97/t CO₂ equivalent would occur within a medium assessment. From an input allocative point of view, a change from cost-efficient production towards GHG-efficient production requires a reduction of nitrogen use and an extension of diesel use. Compared to the sample average, GHG-efficient benchmarks cultivate a higher share of legumes and have an extended herd life for cows.

Keywords: Data Envelopment Analysis, greenhouse gas efficiency, cost efficiency, shadow prices, uncertain assessments, environmental-economic modelling

2.1 Introduction

Environmental protection, tackling climate change, an efficient use of resources and reducing greenhouse gas (GHG) emissions (carbon dioxide, methane and nitrous oxide) are currently among the most important economic, environmental and socio-political objectives in Germany (BMELV 2009). Germany plays a pioneering role in environmental protection, as its commitment to reducing GHG emissions by about 40% compared to the 1990 base year shows (BWT and BMU 2007). Agriculture has to contribute to achieving these goals (BMELV 2011a). The agricultural sector causes between 8% and 11% of total GHG emissions in Germany, approximately 54% of total methane emissions and 76% of total nitrous oxide emissions. Thus, agriculture is one of the major emitters of these climate-relevant gases, whereby farms with cattle, in particular, are the main cause of methane emissions

(DEUTSCHER BUNDESTAG 2007, UMWELTBUNDESAMT 2012). Therefore dairy farms are increasingly faced with a trade-off between profitable production on the one hand and climate-friendly production on the other (BMELV 2009, HAGEMANN 2011). Hence there is a need to investigate potential savings in costs and GHG emissions. Previous studies to calculate GHG mitigation, some of them also calculating abatement costs, mostly addressed the whole agricultural sector, representative model farms or case studies (e.g. OSTERBURG et al. 2009, CROSSON et al. 2011, BRINER et al. 2012). But an analysis to quantify potential savings and to determine the costs and possibilities of utilizing them necessitates a design based not at the sectoral level but at the single-farm level so as to take account of the farms' heterogeneity (STEWART et al. 2009). Further, the linkage of potential cost savings and GHG emissions and the question of what quantity of GHG emissions can be reduced and at what cost is still open for agriculture (BMELV 2009).

To answer this question for dairy farms, we calculate the input-oriented cost efficiency and GHG efficiency for 216 specialized dairy farms in northern Germany within a Data Envelopment Analysis (DEA) framework. We quantify existing potential savings and distinguish between inefficiencies caused by wasting resources and those caused by a non-optimal combination of inputs in respect of input prices and, for GHG emissions, CO₂ equivalents (CO₂eq). The analysis quantifies trade-offs and goal congruencies between cost-minimal and GHG-minimal production as well as shadow prices for GHG mitigation. For the assessment of inputs, we take uncertainty about input prices and especially CO₂eq into account and therefore obtain efficiency scores in the form of ranges. Further we present input combinations for cost/GHG-efficient production and process characteristics of cost/GHG-efficient benchmarks.

The following paper is structured as follows. Chapter 2 sets out our approach concerning GHG emissions based on a literature review. Chapter 3 presents an environmental-economic model to evaluate dairy farms and outlines the methodological framework used. Our data is described in chapter 4. In chapter 5 results are presented and discussed. Finally, in chapter 6 conclusions are drawn from the results.

2.2 Environmental effects in efficiency analysis

The first studies to consider environmental effects in efficiency analysis can be traced back to PITTMANN (1983) and FÄRE et al. (1989); a variety of methodological approaches to measure environmental efficiency was consequently established (REINHARDT et al. 1999, ZHOU et al. 2008, SONG et al. 2012). Negative environmental impacts such as GHG emissions or nutrient

surpluses were mostly modelled as input, inverse output or weak disposable input/output (e.g. FÄRE et al. 1996, TYTECA 1997, OUDE LANSINK and SILVA 2003). A common feature of these studies is that they consider environmental effects as an additional variable, which influences the technology set analysed. The modelling of environmental effects as an additional variable is widely discussed. COELLI et al. (2007) pointed out two shortcomings of the described approach in regard to nutrient pollution: First, some studies implicitly assume that a reduction of negative environmental effects is costly. Therefore a reduction of costs within a reduction of environmental impacts is excluded. This point of criticism is addressed in the study by CHUNG et al. (1997), for example, which investigates a reduction of the environmental effect within an expansion of the desired output using a directional distance function. The second deficit is lack of recognition of the law of matter conservation (cf. LAUWERS 2009). To compensate for these shortcomings, COELLI et al. (2007) introduced the material balance principle in the non-parametric efficiency measurement. Environmental effects of the inputs are regarded in an analogous manner as price information in the efficiency measurement and not as a separate variable. The minimization of the inputs assessed with nutrient content is the objective function from the COELLI et al. (2007) approach, which includes a minimization of nutrient surpluses. Therefore the environmental efficiency equals the quotient of the minimum nutrients over observed nutrients (COELLI et al. 2007). This approach allows a calculation and comparison of efficiency scores, based on an assessment with prices or with environmental impacts. Applications of this approach to the eutrophying power of nutrients can be found in HOANG and COELLI (2009) or THANH NGUYEN et al. (2012), for example.

When considering GHG emissions within efficiency analysis, the application of the material balance principle and the law of matter conservation is not straightforward (LAUWERS 2009). One reason is that the CO₂eq for assessment includes immaterial climate effects rather than physical composition. Therefore the compilation of material balances is inappropriate because the material balance principle is fulfilled inherently for outputs which do not contain bad outputs (cf. COELLI et al. 2007). For GHG emissions, the negative environmental effect is already caused by the production of inputs and emissions arising from the production process. Also the energy required for the production process of, for example, energy in inputs such as diesel or electricity evades material accounting. Compared to nitrogen surpluses, for example, it is not only excess GHG emissions that have a harmful impact on the environment, but also the GHG emissions caused before an input is used. In addition, a further environmental effect can occur during the actual application of the input (such as nitrous oxide during the application of fertilizer). This effect is not caused by a positive balance, however, but by wrong applica-

tion (in the case of fertilizer) or nutritional circumstances (in the case of cows' enteric fermentation). This additional environmental effect is not limited to the content of inputs (such as the eutrophication power in nutrient balances), but can vary substantially for reasons of biochemical conversion. Moreover agriculture is not a completely closed system in which processes are cut off from the environment and can be fully controlled, but rather an open system because of multiple, partly diffuse interfaces (fields, open barns). Atmospheric carbon dioxide is simultaneously a nutrient and a GHG, but it is neither controllable nor equally accessible to all farmers. Consequently, even an integration of carbon dioxide would not lead to additional discrimination between efficient and inefficient farms. Therefore only those GHG emissions are relevant which result from production of inputs and from their application.

Nonetheless COELLI et al. (2007)'s concept of assessing inputs with CO₂eq is still suitable for our purpose because GHG efficiency is the ratio between minimum GHG emissions and observed GHG emissions. For this, we assume a GHG minimizing preference on the part of farmers (cf. LAUWERS 2009). CO₂eq are calculated in the style of a life cycle analysis in which both GHG emissions caused by the production process and those caused by application are considered. Further we can derive shadow prices for GHG emission savings through the assessment of inputs with prices and CO₂eq (COELLI et al. 2007). Moreover, consequences in the optimal input combination can be calculated, while inefficiency can be split into that caused by the physical wasting of resources and that due to the lack of a cost/GHG-minimizing combination of inputs.

2.3 Methodological approach

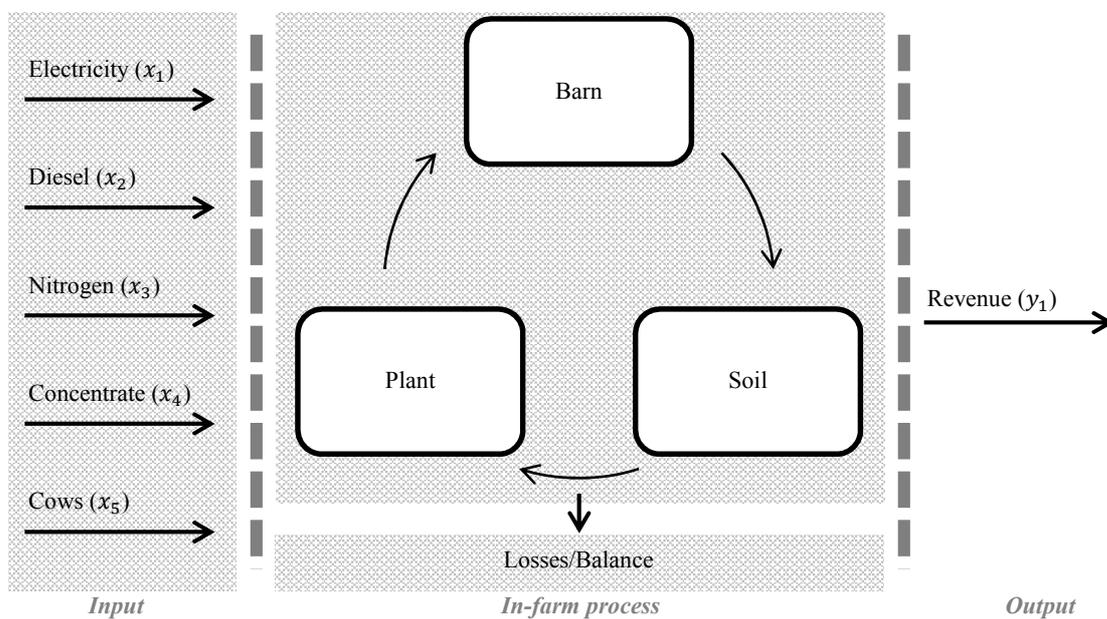
2.3.1 The dairy farm as an environmental-economic model

Dairy farms are decision making units that transform inputs such as fuels, concentrates and fertilizers into outputs such as revenues. This transformation process reflects the farms' technology, and every input-output ratio represents a farm's productivity. Viewing productivity in the short term, some inputs like labour, agricultural area, etc. are set as quasi-fixed inputs because their use either cannot be changed in the short term or is not controllable. These so called non-discretionary variables are included to take a farm's surrounding area into account to avoid unjustifiable discrimination (DYSON et al. 2001). A farm's efficiency is determined by an input-oriented comparison between observed productivity and the maximum productivity allowed by the technology. This choice is quite clear for the purpose of GHG emission reduction. If prices and/or CO₂eq are regarded for an assessment of the inputs, the input-

oriented model is able to calculate the reduction of emissions and costs, while the produced output remains unchanged in the status quo (cost/GHG efficiency). If inefficiency exists, reasons can be a wasteful usage of resources (technical inefficiency) and/or an insufficient combination of the inputs with regard to prices and CO₂eq respectively (cost/GHG-allocative efficiency). Below the level of technical efficiency there is no difference between the economic model (regarding prices) and the environmental model (regarding CO₂eq).

Figure 2.1 depicts the input-output system of a dairy farm. The inputs electricity, diesel, nitrogen, concentrate and cows ($x_1 - x_5$) are transformed via farm processes to the output revenues y_1 . To measure the input-oriented cost efficiency, it is sufficient to assess the inputs with a compatible price, such as market price or farm-individual opportunity costs. Further assignable costs through farm processes for a single input cannot occur or are captured by other inputs which can also be assessed with prices. Therefore, from a cost point of view, discrimination of input usage is ensured. Inputs assessment ends at the dashed line between the inputs and the farm process (Figure 2.1).

Figure 2.1: Input-output system of a dairy farm and occurring GHG emissions



Source: own elaboration

Conversely, the assessment of the inputs with CO₂eq goes beyond the dashed line between the inputs and the farm process because GHG also arise through the use and application of inputs. Accordingly, GHG arising in the production process are depicted with a grey background in

Figure 2.1. To assess an input with regard to its climate impact, climate-relevant emissions are accounted for within a life cycle analysis as CO₂eq. The life cycle analysis applied is divided into two steps: First, GHG which occurred before the use of the input are accounted for. In the case of diesel, for example, GHG arise as a result of exploration, processing and transportation. This step is applied to all inputs. The second step applies to inputs which cause and/or produce further GHG during farm processes. On the one hand there are some obligatory GHG emissions when inputs are used. For example, diesel is oxidized completely when used, releasing further GHG. On the other hand, for example, nitrogen used as a fertilizer can release the GHG nitrous oxide if incorrectly applied (Figure 2.1: *Soil/Plant, Losses*). Moreover, dairy cow husbandry, for example, produces additional GHG as a result of enteric fermentation (Figure 2.1: *Plant/Barn, Losses*) as well as during storage of slurry and slurry application (Figure 2.1: *Barn/Soil, Losses*). Because there are causal connections between the aforementioned GHG and the inputs, these GHG are included in the input assessment as CO₂eq. Of course there is the possibility that nitrogen losses are not limited to forms of the aforementioned nitrous oxide; they can also occur in the form of nitrate leaching and/or ammonia emissions during slurry storage or slurry application (FREDE and DABBERT 1999). The former is highly relevant to ground water quality and to the extent of water eutrophication respectively but irrelevant to climate change. The latter are initially present in the air in gaseous form but will be almost completely washed out by rain, entering the soil. Therefore ammonia emissions affect water eutrophication but they do not affect the amount of GHG emissions. For this reason, nitrate and ammonia losses which affect ground water eutrophication are not considered either.

The input-output system depicted in Figure 2.1 implicitly discriminates against high positive nitrogen farmgate balances. If a farm has a high nitrogen balance, the farm must have purchased a correspondingly higher amount of nitrogen fertilizer at a constant remaining output (cf. material balance principle in COELLI et al. (2007)). As a consequence, the total GHG emission increases and the efficiency decreases compared to a farm with the same output and a lower balance. In this system, the cultivation of legumes can also have a positive impact on the efficiency score if the output remains unchanged and nitrogen fixed by legumes is substituted for mineral nitrogen.

One special aspect of the calculation of CO₂eq to assess inputs still remains: uncertainty about origin and effects in the farm process. This point will be exemplarily demonstrated for nitrogen. First, varying data about emitted GHG can arise from differences in the efficiency of production facilities, different conditioning qualities of fertilizers as well as different transport

routes. A further factor for uncertainty is the effectiveness and efficiency of the fertilizer application as described above. Thus the CO₂eq for nitrogen ranges from 3.0kg CO₂eq to 19.2kg CO₂eq (REINHARDT 1993, IPCC 1996, UMWELTBUNDESAMT 2013). As a consequence of this uncertainty, we take these intervals into account for assessment. Within these interval assessments, the most favourable and least favourable assessment scenarios for the current input mix are chosen to determine the upper (optimistic case) and lower (pessimistic case) bounds of allocative efficiency and therefore the relative lowest and highest potential savings. Nonetheless we additionally use the average of the interval assessments as deterministic assessments and calculate corresponding efficiency scores (medium case).

Moreover we use interval assessments for prices. Because prices of inputs can vary over a period of time, they are also subject to some uncertainty. Consequently, we take optimistic, medium and pessimistic cases into account for prices in a way that corresponds to the assessment of CO₂eq. Through the direct causal assignment of the CO₂eq caused by farm processes and the actual production process to the inputs used, an assessment with prices and CO₂eq is available in the same framework. Therefore the linkage between the economic-oriented and environment-oriented models is made easily by a change of the assessment system. Moreover shadow prices from GHG savings can be calculated.

2.3.2 Technical efficiency measurement

To measure efficiency, we first define a technology set T . We consider, as above, a farm $j = 1, \dots, J$ which is using the $1 \times I$ vector of inputs $x = (x_1, \dots, x_I) \in R_+^I$ and the $1 \times Z$ vector of non-discretionary variables $r = (r_1, \dots, r_Z) \in R_+^Z$ to produce the $1 \times M$ vector of outputs $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$. Therefore the set of technology is defined as follows:

$$T = \{(x, r, y): x \text{ can produce } y|r\}. \quad (2.1)$$

The technology set T is bounded, closed and convex, monotone in inputs and has constant returns to scale as well as free disposability in inputs and outputs. Moreover there is no possibility of free lunch or inactivity (FÄRE and PRIMOT 1995). T can also be defined as the equivalent input set (FÄRE et al. 1994):

$$L(y|r) = \{x: y \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j y_j, x \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j x_j, r \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j r_j, \lambda_j \geq 0\}. \quad (2.2)$$

Whereby λ_j ensures that all convex combinations are in the input set. Hence $L(y|r)$ includes all vectors of inputs which can produce at least an output vector y with regard to the non-

discretionary variables. The isoquant $Isoq L(y|r)$ as the efficient subset of $L(y|r)$ represents the frontier. On this frontier the technical efficiency of all farms is measured. The isoquant is given by (FÄRE et al. 1985, 1994):

$$Isoq L(y|r) = \{x: x \in L(y|r), \lambda x \notin L(y|r), \lambda \in [0; 1)\} \text{ and } Isoq L(0) := \{0\}. \quad (2.3)$$

To measure efficiency, the following distance function after SHEPARD (1953) is used:

$$D_i(x, r, y) = \min_{\theta} \{\theta: \theta x \in L(y|r)\} \quad (2.4)$$

The subscript i shows the input orientation. If $D_i(x, r, y) = 1$, then the observed farm is technically efficient; if $D_i(x, r, y) < 1$ the farm is technically inefficient, inputs could be proportionally reduced about $1 - D_i(x, r, y)$, while maintaining the output.

For the computation of technical efficiency with consideration of non-discretionary variables we use the following model under variable returns to scale. The variable u_{0j_0} determines the scale of operation (BANKER and MORNEY 1986, COOPER et al. 2006):

$$\begin{aligned} D_{VRS-I}(x_{ij_0}, r_{zj_0}, y_{mj_0}) &= \max_{u_{mj_0}, v_{ij_0}, s_{zj_0}, u_{0j_0}} \theta_{VRSj_0} \\ &= \sum_{m=1}^M u_{mj_0} y_{mj_0} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_0} r_{zj_0} + u_{0j_0}, \\ \text{s.t. } \sum_{m=1}^M u_{mj_0} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_0} x_{ij} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_0} r_{zj} + u_{0j_0} &\leq 0, j = 1, \dots, J, \\ \sum_{i=1}^I v_{ij_0} x_{ij_0} &= 1, \\ u_{mj_0} &\geq 0, m = 1, \dots, M, \\ v_{ij_0} &\geq 0, i = 1, \dots, I, \\ s_{zj_0} &\geq 0, z = 1, \dots, Z, \\ u_{0j_0} &\text{ free in sign.} \end{aligned} \quad (2.5)$$

For the measurement of technical efficiency under the assumption of constant returns to scale we run model (2.5) again without variable u_{0j_0} . Further we apply (cf. COOPER et al. 2006):

$$D_{SE-I}(x_{ij_0}, r_{zj_0}, y_{mj_0}) = \theta_{SEj_0} = \frac{\theta_{CRSJ_0}}{\theta_{VRSj_0}} = \frac{D_{CRS-I}(x_{ij_0}, r_{zj_0}, y_{mj_0})}{D_{VRS-I}(x_{ij_0}, r_{zj_0}, y_{mj_0})}. \quad (2.6)$$

Thus we can divide the efficiency score under constant returns to scale θ_{CRSj_o} into the scale efficiency θ_{SEj_o} and the pure technical efficiency θ_{VRSj_o} . Potential savings by scale inefficiencies $(1 - \theta_{SEj_o})$ are interpreted as input savings in the long term whereas potential savings by pure technical inefficiencies $(1 - \theta_{VRSj_o})$ are interpreted as input savings in the short term.

2.3.3 Cost/GHG efficiency measurement

For the measurement of cost/GHG efficiency we begin with the medium assessment of inputs. The inputs are assessed by the $1 \times I$ vector p with $p = (p_1, \dots, p_I) \in R_+^I$. Hence p is the assessment of inputs for the two regimes of either prices or CO₂eq. For identifying the cost/CO₂eq minimizing point of production, the following cost function is used (FÄRE et al. 1994):

$$C_i(p, r, y) = \min_x \{px : x \in L(y|r)\} \quad (2.7)$$

Assumptions for (2.7) are in FÄRE and PRIMOT (1995). According to the regime of assessment, the vector p determines either the cost minimizing or the CO₂eq minimizing point of production. In an analogous manner to the isoquant $Isoq L(y|r)$ the isocost/isoemission line $IsoC(p, r, y)$ is defined with regard to scalar $C_i(p, r, y)$ (cf. FÄRE et al. 1985):

$$IsoC(p, r, y) = \{x : px = C_i(p, r, y)\} \quad (2.8)$$

Cost/GHG efficiency is calculated as the ratio of minimum to observed costs/GHG emissions (cf. FÄRE et al. 1985):

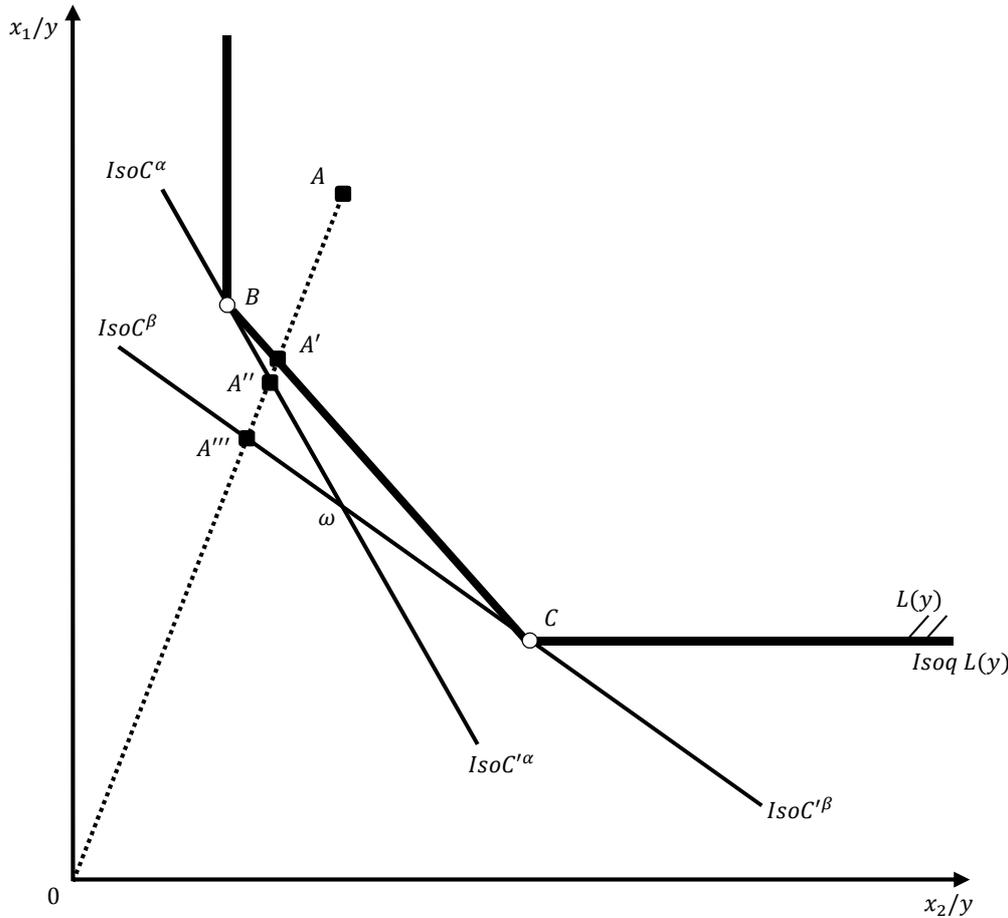
$$CE_i/GHGE_i(x, p, r, y) = \frac{C_i(p, r, y)}{px} \quad (2.9)$$

Here again, a cost/GHG-efficient farm (benchmark) has an efficiency score of $CE_i/GHGE_i(x, p, r, y) = 1$. Cost/GHG-efficient farms are inherently technically efficient and these farms exhibit optimum production (FÄRE et al. 1994). Inefficient farms have a score lower than one. The amount of possible reductions in costs and GHG emissions is $1 - CE_i/GHGE_i(x, p, r, y)$ and includes savings based on technical as well as allocative inefficiency. The cost/GHG-allocative efficiency is calculated as follows:

$$AE_i(x, p, r, y) = \frac{C_i(p, r, y)}{px} / D_i(x, r, y) \quad (2.10)$$

Farms with an allocative efficiency score about one are allocatively efficient, scores less than one are allocatively inefficient. The product of technical efficiency and cost/GHG-allocative efficiency results in the cost/GHG efficiency (COELLI et al. 2005). Next we consider uncertainty in the assessment of inputs. In Figure 2.2 we explain this concept for the assessment with prices for a two-input one-output case.

Figure 2.2: Input-oriented measurement of optimistic and pessimistic overall efficiency



Source: own illustration after CAMANHO and DYSON (2005)

In Figure 2.2 the isoquant is defined by the technically efficient farms B and C . Farm A is not on the frontier and its technical efficiency is calculated with $\overline{OA'}/\overline{OA}$. The inputs x_1 and x_2 are assessed with prices p_1 and p_2 . We assume that $p_1^{min} = p_2^{min}$ and $p_1^{max} = p_2^{max}$ as well as $p_{1,2}^{max} = 2 * p_{1,2}^{min}$. Here the coefficient 2 is just an example to define an upper and lower limit within the interval. Therefore the quotient of the different price assessments is restricted within the interval $\frac{p_1^{min}}{p_2^{max}} \leq \frac{v_1}{v_2} \leq \frac{p_1^{max}}{p_2^{min}}$. The isocost line, which is necessary for the calculation

of cost efficiency, can vary between the slope of $-\frac{p_1^{max}}{p_2^{min}}$ (represented in line $IsoC^\alpha$ $IsoC'^\alpha$) and the slope of $-\frac{p_1^{min}}{p_2^{max}}$ (depicted in line $IsoC^\beta$ $IsoC'^\beta$). Consequently the optimistic isocost line is depicted by the segments $IsoC^\alpha, B, C$ and $IsoC'^\beta$, i.e. this isocost line is as close as possible to the isoquant. Hence the optimistic isocost line depicts the most favourable price scenario for each analysed farm. The optimistic cost efficiency for farm A is calculated by the lines $\overline{OA'}/\overline{OA}$ and coincides in this case with the technical efficiency, so farm A is also cost-allocatively efficient. For the measurement of pessimistic cost efficiency, the isocost line chosen is that as far away as possible from the analysed farm and represents the least favourable price scenario respectively. Therefore the pessimistic isocost line is defined by the segments $IsoC^\beta, \omega$ and $IsoC'^\alpha$. The pessimistic cost efficiency of farm A is calculated by the ratio $\overline{OA''}/\overline{OA}$ and the cost-allocative efficiency by $\overline{OA''}/\overline{OA'}$ (cf. CAMANHO and DYSON 2005). For a computation of optimistic cost/GHG efficiency ($CE_{OPT-I}/GHGE_{OPT-I}$) we enhance the DEA model (2.5) following CAMANHO and DYSON (2005). The resulting model (2.11) considers assessment information p in form of input cone assurance regions in the multiplier weights (THOMPSON et al. 1986, THOMPSON et al. 1990 and THOMPSON et al. 1996):

$$CE_{OPT-I}/GHGE_{OPT-I}(x_{ij_0}, r_{zj_0}, p_{ij_0}, y_{mj_0}) =$$

$$\max_{u_{mj_0}, v_{ij_0}, s_{zj_0}} \kappa_{OPTj_0} = \sum_{m=1}^M u_{mj_0} y_{mj_0} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_0} r_{zj_0},$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M u_{mj_0} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_0} x_{ij} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_0} r_{zj} \leq 0, j = 1, \dots, J,$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_0} x_{ij_0} = 1,$$

$$\frac{p_{i^a j_0}^{min}}{p_{i^b j_0}^{max}} \leq \frac{v_{i^a j_0}}{v_{i^b j_0}} \leq \frac{p_{i^a j_0}^{max}}{p_{i^b j_0}^{min}}, \quad (\text{a})$$

$$i^a < i^b; i^a, i^b = 1, \dots, I,$$

$$u_{mj_0} \geq 0, m = 1, \dots, M,$$

$$s_{zj_0} \geq 0, z = 1, \dots, Z,$$

(a) rewritten in linear form

$$\begin{cases} v_{i^a j_o} - \frac{p_{i^a j_o}^{max}}{p_{i^b j_o}^{min}} v_{i^b j_o} \leq 0, \\ v_{i^a j_o} - \frac{p_{i^a j_o}^{min}}{p_{i^b j_o}^{max}} v_{i^b j_o} \geq 0. \end{cases} \quad (2.11)$$

A comparison between models (2.5) and (2.11) shows that the only difference is the additional constraint (a). This constraint restricts the inputs' weights in accordance with the assessment intervals. Constraint (a) can be rewritten in linear form, so it can be solved within a linear programming formulation. MOSTAFAEE and SALJOOGHI (2010) present an approach similar to model (2.11) which allows a measure of the pessimistic cost/GHG efficiency scores ($CE_{PESS-I}/GHGE_{PESS-I}$) (cf. BLANCARD and MARTIN 2014):

$$CE_{PESS-I}/GHGE_{PESS-I}(x_{ij_o}, r_{zj_o}, p_{ij_o}, y_{mj_o}) =$$

$$\min_{\mathfrak{S}} \left\{ \max_{u_{mj_o}, v_{ij_o}, s_{zj_o}} \kappa_{PESSj_o} = \sum_{m=1}^M u_{mj_o} y_{mj_o} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_o} r_{zj_o}, \right.$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M u_{mj_o} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij} - \sum_{z=1}^Z s_{zj_o} r_{zj} \leq 0, j = 1, \dots, J,$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij_o} = 1,$$

$$\frac{v_{i^a j_o}}{v_{i^b j_o}} \in \mathfrak{S}, i^a = 1 \text{ and } i^b = 2, \dots, I, \text{ (a)}$$

$$u_{mj_o} \geq 0, m = 1, \dots, M,$$

$$s_{zj_o} \geq 0, z = 1, \dots, Z,$$

$$\text{(a) } \mathfrak{S} = \left\{ \left\{ \frac{p_{i^a j_o}^{min}}{p_{i^b j_o}^{min}} \right\}, \left\{ \frac{p_{i^a j_o}^{max}}{p_{i^b j_o}^{min}} \right\}, \left\{ \frac{p_{i^a j_o}^{min}}{p_{i^b j_o}^{max}} \right\}, \left\{ \frac{p_{i^a j_o}^{max}}{p_{i^b j_o}^{max}} \right\} \right\}. \quad (2.12)$$

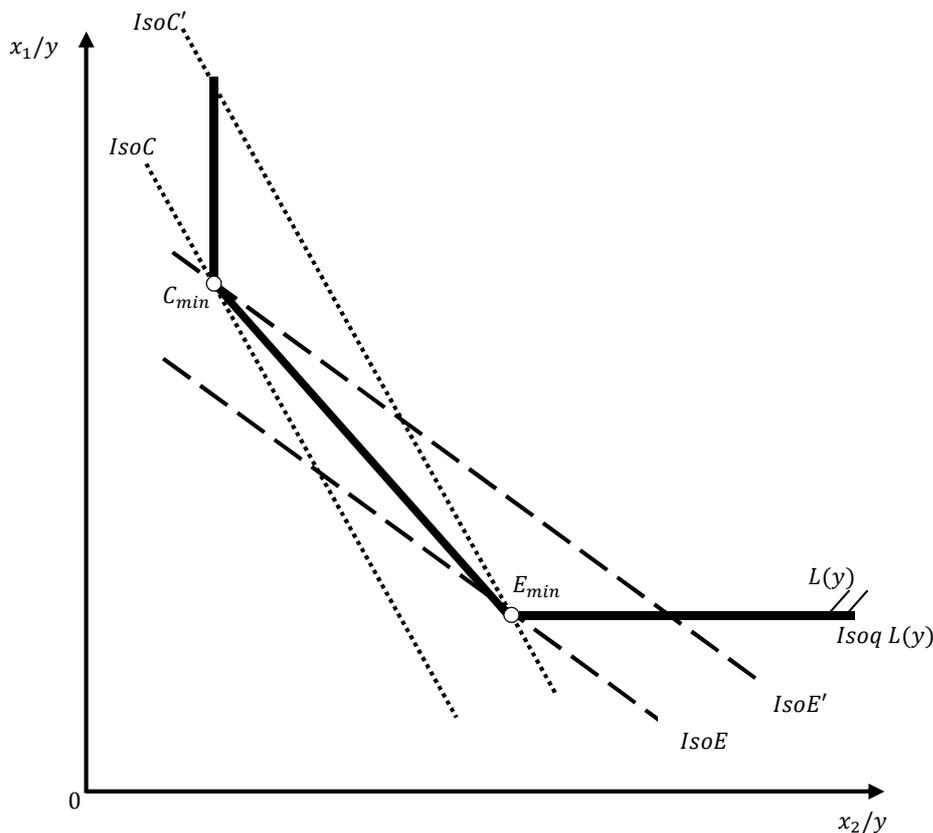
As MOSTAFAEE and SALJOOGHI (2010) demonstrate, the pessimistic efficiency scores are evaluated at extreme points of the assessment intervals. Hence all possible ratios of the extreme points of assessments are pooled in the quantity \mathfrak{S} . Each resulting combination of the ratios is applied in the aforementioned model (2.11). The minimum efficiency score over all considered combinations of assessment ratios is the pessimistic cost/GHG efficiency. For the calculation of cost/GHG efficiency scores with medium assessment of inputs, we replaced the

restriction (a) in model (2.11) with the equation $\frac{v_{i^a j_0}}{v_{i^b j_0}} = \frac{p_{i^a j_0}^{med}}{p_{i^b j_0}^{med}}$ (cf. CAMANHO and DYSON 2005). All calculations are done with R and the package lpSolveApi (R CORE TEAM 2013, KONIS 2013).

2.3.4 Determination of shadow prices and optimal input mix

As equation (2.7) shows, the assessment vector p influences both cost/GHG efficiency as well as the input combination in the optimum. Hence, the targets (convex combination of benchmarks within technology set T as reference for an inefficient farm to produce cost/GHG efficiently) can have a different, not proportionally scaled, input combination from the farm itself. Depending on the assessment regime (prices or CO₂eq) the corresponding optima can differ in their input combination. As an example, in Figure 2.3 two optima are depicted for the medium assessment of inputs. C_{min} , the point at which the isocost line $IsoC$ is tangent to the isoquant $Isoq L(y)$, depicts the cost-efficient optimum. E_{min} depicts the GHG-efficient point of production at which the isoemission line $IsoE$ is tangent to the isoquant $Isoq L(y)$.

Figure 2.3: Shadow prices of greenhouse gas savings



Source: own illustration after SESMERO et al. (2012)

As can be seen in Figure 2.3, there is a trade-off between cost-minimizing and emission-minimizing production. If production were to change from one optimum to the other, either higher costs (budget of the isocost line $IsoC'$) or a higher level of emissions would occur (budget of the isoemission line $IsoE'$). Now we turn to a consideration of production with minimum GHG emissions instead of production at minimum cost. As a consequence of moving from C_{min} to E_{min} , costs occur amounting to $IsoC' - IsoC$, but emissions would also be reduced by $IsoE' - IsoE$. Hence we define the shadow prices of GHG savings SV_{j_0} as follows (cf. SESMERO et al. 2012):

$$SV_{j_0} = \frac{IsoC'_{j_0}{}^{med} - IsoC_{j_0}{}^{med}}{IsoE'_{j_0}{}^{med} - IsoE_{j_0}{}^{med}} \quad (2.13)$$

In Figure 2.3 assessment intervals were not considered for the calculation of shadow prices. In this case the budget of costs or GHG emissions can be optimistic or pessimistic corresponding to efficiency scores. Because the optimistic and pessimistic budgets of costs and GHG emissions are independent, the cost and GHG budgets are combined for each of the optimistic and pessimistic cases. The resulting additional four different scenarios for calculating potential savings and shadow prices of GHG savings are defined by the following:

$$SV_{j_0} = \left\{ \frac{IsoC'_{j_0}{}^{opt} - IsoC_{j_0}{}^{opt}}{IsoE'_{j_0}{}^{opt} - IsoE_{j_0}{}^{opt}}, \frac{IsoC'_{j_0}{}^{opt} - IsoC_{j_0}{}^{opt}}{IsoE'_{j_0}{}^{pess} - IsoE_{j_0}{}^{pess}}, \frac{IsoC'_{j_0}{}^{pess} - IsoC_{j_0}{}^{pess}}{IsoE'_{j_0}{}^{opt} - IsoE_{j_0}{}^{opt}}, \frac{IsoC'_{j_0}{}^{pess} - IsoC_{j_0}{}^{pess}}{IsoE'_{j_0}{}^{pess} - IsoE_{j_0}{}^{pess}} \right\} \quad (2.14)$$

We would like to emphasize that the optimistic and pessimistic efficiency scores determine the *relative* minimum and maximum of potential savings but not their *absolute* minimum and maximum. Hence it is possible for the absolute potential savings in the optimistic case to be greater than in the pessimistic case. Furthermore there can be an assessment combination p^* outside the combinations determined by models (2.11) and (2.12) whose efficiency score falls within the interval of the efficiency scores in models (2.11) and (2.12) but whose absolute potential savings are greater than those calculated by these models. Thus the range of shadow prices is not necessarily linear over all scenarios because the absolute budget is itself not linear from the optimistic to the pessimistic cases respectively. Therefore the shadow prices obtained should be interpreted as a *relative* range of values which are derived from the optimistic/pessimistic cases.

In the case of the multiplier models illustrated above, we can calculate the cost/GHG efficiency score, but for an inefficient farm the virtual reference point on the isocost/isoemission line

may fall outside the technology set T (Figure 2.3). Correspondingly, the dual envelopment models provide the exact position of the targets within T , enabling the changes in input allocation for efficient production to be quantified more realistically. For that purpose we use the prices/ CO_2eq chosen by models (2.11) and (2.12) in an envelopment model whose formulation can be found in appendix A (2.1) (cf. COELLI et al. 2005, COOPER et al. 2006).

2.4 Data

For our empirical analysis we used a data pool with standardized profit-and-loss accounts and balance sheets (BMELV 2011b) provided by act GmbH. We chose holdings which are farmed as the main source of income. Of that income, milk revenues and complementary products of milk production (calves, beef and milk products) had to amount to over 75% of total revenues, with milk revenues accounting for at least 60% of the total. For the financial year (FY) 2009/10 we requested additional single accounting data for electricity, diesel, nitrogen and concentrates to infer corresponding quantities. After an examination of the completeness of data, we were able to use 216 farm observations for the analysis, of which 204 were from Schleswig-Holstein, 11 from Mecklenburg-Western Pomerania and 1 from Hamburg.

In accordance with Figure 2.1 we consider electricity, diesel, nitrogen, concentrates and the number of cows as inputs. Single accounting data for electricity does not include details of the quantity used, only its monetary value. Therefore the quantity of the electricity variable is derived from the total costs of electricity and the price of electricity. The diesel variable includes the volume used in the FY; the amount of nitrogen used is calculated as the sum of the nitrogen content by weight in the types of fertilizer used; the concentrate mass is determined by summation of the concentrates used (e.g. rapeseed/soybean meal, dairy concentrates, etc.) and finally the number of cows reflects the average herd size in FY 2009/10. The farms' revenues include all revenues, disregarding subsidies. For crops we use corresponding revenues from FY 2010/11, deflated for FY 2009/10 on the basis of DESTATIS (2012) and added to the output. This procedure ensures the correct assignment of costs and revenues for crop production. Our focus is on short-term changes in inputs, thus we consider agricultural area, labour and capital as non-discretionary variables, since they are either fixed in the short term or cannot be disposed of in the short term. Agricultural area includes owned and tenanted land in hectares, while labour includes farmers' own labour and that of employees in full-time equivalents per year. As a proxy for capital, we use the sum of assets (farm buildings, technical equipment and machines) from the balance sheet, but not including land. Furthermore other

variable costs (seeds, pesticides, veterinary services, etc.) which are not analysed as inputs are added together and considered as a non-discretionary variable. We model them as a non-discretionary variable because neither price information nor CO₂eq information was available. Table 2.1 shows all variables of the input-output system (all monetary information is shown as a net amount).

Table 2.1: Descriptive statistics of analysed farms in financial year 2009/10 (216 observations)

Variables	Unit	Mean	Std. dev.	Min	Max
Electricity	100 kWh	430.6	432.0	8.8	5 485.9
Diesel	l	13 200.0	15 405.9	1 810.0	200 695.0
Nitrogen	1 kg	10 865.0	12 534.1	332.0	161 248.0
Concentrate	100 kg	1 796.0	2 028.6	0.0	23 165.0
Cow	1 LU (500 kg)	95.6	90.7	19.0	1 182.0
Agricultural area	1 ha	90.9	61.5	18.2	701.6
Labour	1 FTE	2.0	1.4	1.0	14.0
Capital assets	€1000	158.4	132.3	4.2	906.5
Other variable costs	€1000	181.7	209.9	33.2	2 760.5
Revenue	€1000	244.0	284.2	30.6	3 791.6

Source: own calculation

An analysed farm has on average 95.6 cows and farms an area of 90.9 hectares with 2.0 full-time employees. Comparable farms in the German test farm survey with the same focus on milk production keep on average 42.7 cows on an area of 53.0 hectares and employ 1.6 full-time equivalents (BMELV 2010). If the comparison is limited to test farms from Schleswig-Holstein with a focus on milk production (mean 80.8 hectares agricultural area, 1.8 full-time equivalents and 68 cows), it becomes clear that larger farms are overrepresented in the data set used.

For the calculation of the farms' cost efficiency, price information as listed in Table 2.2 is used. We did not knowingly employ any endogenous prices for inputs to avoid biases in efficiency scores resulting from a proficient or inept purchasing strategy as well as to avoid a restricted comparison of the targets and efficiency scores between the farms. Therefore for all farms we use standard purchase prices for inputs valid in FY 2009/10. As all accounting is net, prices are also net. Depending on data availability, absolute prices are either used directly or derived from price indices. Because price information is published on a quarterly basis, price intervals were derived from the respective minimum and maximum values for the quarter. One exception is the fixed price of electricity because there is only a relatively small vola-

tivity in prices and additionally we have to derive the quantity from the price and the total costs of electricity. For nitrogen price information we consider the prices of calcium ammonium nitrate and urea, whereby differences in price between the two types of nitrogen fertiliser are also reflected in the price interval. Price intervals for concentrates were calculated by considering prices of rapeseed/soybean meal and dairy concentrate. To assess cows with a yearly price, we multiplied the initial costs of a cow with an annuity factor based on an expected period of use of 3 years and an interest rate of 2%.

Table 2.2: Price information for inputs in financial year 2009/2010

Input	Unit	Min. price €	Med. price €	Max. price €	Reference for Data
Electricity	100 kWh	17.86	17.86	17.86	DESTATIS (2012), BMELV (2012)
Diesel	1 l	0.89	0.97	1.05	DESTATIS (2012), EUROSTAT (2012)
Nitrogen	1 kg N	0.53	0.78	1.03	DESTATIS (2012), EUROSTAT (2012), LK-SH (2012)
Concentrate	100 kg	14.33	24.26	34.19	DESTATIS (2012), EUROSTAT (2012), LK-SH (2012)
Cows	1 LU (500 kg)	374.20	499.80	625.40	KTBL (2012)

Source: own compilation from reference sources

Table 2.3: Greenhouse gas equivalents for inputs

Input	Unit	Min. CO ₂ eq	Med. CO ₂ eq	Max. CO ₂ eq	Reference for Data
Electricity	100 kWh	58.31	67.45	76.59	KALTSCHMITT and REINHARDT (1997), UMWELTBUNDESAMT (2013)
Diesel	1 l	2.84	3.00	3.15	REINHARDT (1993), UMWELTBUNDESAMT (2013)
Nitrogen	1 kg N	3.01	11.10	19.19	REINHARDT (1993), IPCC (1996), PATYK and REINHARD (1997), UMWELTBUNDESAMT (2013)
Concentrate	100 kg	34.53	58.27	82.00	REINHARD (1993), DALGAARD (2008), SONESSON (2009), HAGEMANN (2011)
Cows	1 LU (500 kg)	3505.22	4465.93	5426.64	KIRCHGESSNER et al. (1991), IPCC (1996), VAN EERDT and FONG (1998), ROTZ et al. (2010), HAGEMANN (2011), UMWELTBUNDESAMT (2013)

Source: own compilation from reference sources

Table 2.3 contains the inputs' CO₂eq. The assessment intervals are determined by different assumptions concerning the underlying production processes. For diesel, a total oxidation is included. In the case of nitrogen, we consider that between 0.0005% and 3.9% of the nitrogen applied can be emitted as nitrous oxide (IPCC 1996). For cows, one third of the GHG emissions caused by heifer rearing are included, based on the assumption of an expected herd life

of 3 years (ROTZ et al. 2010, UMWELTBUNDESAMT 2013). Additional GHG for cows, accounted yearly, include methane emissions produced by enteric fermentation (KIRCHGESSNER et al. 1991), methane emissions resulting from slurry storage and slurry application (VAN EERDT and FONG 1998), as well as nitrous oxide emitted by slurry application (IPCC 1996, HAGEMANN 2011). The latter is dependent on milk yield, which varies between 7000kg/a and 10000kg/a. To calculate the CO₂eq of cows, we assumed a liveweight of 500kg per cow. All described GHG sources are weighted according to IPCC (2007) and summarized as CO₂eq.

2.5 Results and discussion

2.5.1 Efficiency scores, potential savings and shadow prices

Table 2.4 shows the results of the efficiency measurement. With an average pure technical efficiency of 89.5%, the analysed farms have potential input savings of 10.5%. These potential savings apply equally to costs and GHG emissions. More than one third (39.8%) of the farms are efficient based on pure technical efficiency. Moreover, analysed farms, with a mean score of 92.8%, are relatively scale efficient. About 84.7% of the farms operate on increasing returns to scale, 7.4% on constant returns to scale and 7.9% on decreasing returns to scale. On average, the farms could improve their productivity further through a change in their scale size and could therefore save an additional 7.2% approximately of resources used and a similar figure in costs and GHG emissions. If farms eliminate technical inefficiencies, they have average potential input savings of 16.8%. About 24.5% of the farms are fully technically efficient.

Table 2.4: Results of efficiency measurement

Efficiency score	Mean efficiency	Efficient observations
<i>Technical efficiency score</i>		
Pure technical efficiency	89.5%	39.8%
Scale efficiency	92.8%	24.5%
Technical efficiency	83.2%	24.5%
<i>Allocative efficiency scores</i>		
Medium cost-allocative efficiency	62.2%	6.9%
(optimistic-pessimistic)	(75.2%-50.2%)	(7.4%-6.5%)
Medium GHG-allocative efficiency	81.7%	7.4%
(optimistic-pessimistic)	(90.3%-70.3%)	(10.6%-6.5%)
<i>Cost/GHG efficiency</i>		
Medium cost efficiency	52.3%	6.9%
(optimistic-pessimistic)	(62.8%-42.6%)	(7.4%-6.5%)
Medium GHG efficiency	68.2%	7.4%
(optimistic-pessimistic)	(75.1%-58.7%)	(10.6%-6.5%)

Source: own calculation

The medium cost-allocative efficiency score is 62.2% on average, which implies that the analysed farms could reduce their total amount of costs through input recombination by 37.8%. Corresponding optimistic and pessimistic cost-allocative efficiency scores range from 75.2% to 50.2%. With an additional consideration of technical efficiency, total potential savings of costs are calculated with an average amount of 47.7% (37.2% for the optimistic and 57.4% for the pessimistic cases respectively). About 6.9% of the farms are cost efficient. As against this, there are higher average medium GHG-allocative efficiency scores of 81.7%. Therefore, analysed farms could reach an 18.3% lower GHG emission level in the medium case by using their targets' input combinations. Optimistic and pessimistic GHG-allocative efficiency scores range from 90.3% to 70.3%. Taking potential savings in resources in consideration, GHG emissions could be reduced by the mean amount of 31.8% (in the optimistic/pessimistic case 24.9% and 41.3%). About 7.4% of the farms are GHG efficient.

With the exception of optimistic GHG-allocative efficiency, the potential savings based on allocative inefficiencies are larger than the potential savings through eliminating technical inefficiencies. The relatively high levels of cost savings indicate an insufficient adjustment of farmers' behaviour to price relations. Reasons may be sunk costs in barn capacity, insufficient participation in markets in the case of cows or entrenched habits in production processes, for example. Also, assuming cost minimization and farmers' incentives, the higher GHG efficiency compared to the cost efficiency may be surprising. But this result becomes clearer through a comparison between Table 2.2 and Table 2.3: In the price assessment, the cow input

is already relatively costly; but in the CO₂eq assessment it is even more costly in relation to other inputs. Because the farms already use the cow input with greater technical efficiency than for other inputs (figuratively: the sample is closer to the Isoquant $Isoq L(y)$ with regard to cows than to other inputs), the increase in the assessment has an increasing effect on GHG efficiency compared to cost efficiency. As an additional effect, the relative importance of an efficient use of this factor also increases as a result of a more costly assessment. This can be applied in a similar manner for nitrogen.

To answer the question as to how far the objectives of cost/GHG-efficient production compete in total, Table 2.5 shows the changes of farms' costs and GHG emissions between the status quo (SQ), the cost minimal (CE*) and the GHG emission minimal (GHGE*) points of production. From our applied DEA models we use the assessments gained to calculate levels of costs and GHG emissions for different scenarios and derive usable potential savings.

Table 2.5: Potential savings of costs and GHG emissions as well as shadow prices

Assessment ¹		Potential savings costs			Potential savings GHG emissions			Weighted shadow price ² (€/t CO ₂ eq)
Price	GHG	Mean	Max	Usable	Mean	Max	Usable	
SQ to CE*								
<i>opt</i>	<i>opt</i>	37.2%	37.2%	100.0%	23.8%	24.9%	95.5%	-278.31
<i>opt</i>	<i>pess</i>	37.2%	37.2%	100.0%	36.3%	41.3%	88.1%	-176.66
<i>med</i>	<i>med</i>	47.7%	47.7%	100.0%	27.9%	31.8%	87.5%	-309.63
<i>pess</i>	<i>opt</i>	57.4%	57.4%	100.0%	23.8%	24.9%	95.5%	-499.50
<i>pess</i>	<i>pess</i>	57.4%	57.4%	100.0%	36.3%	41.3%	88.1%	-317.13
SQ to GHGE*								
<i>opt</i>	<i>opt</i>	34.7%	37.2%	93.4%	24.9%	24.9%	100.0%	-247.86
<i>opt</i>	<i>pess</i>	34.7%	37.2%	93.4%	41.3%	41.3%	100.0%	-143.85
<i>med</i>	<i>med</i>	43.8%	47.7%	91.7%	31.8%	31.8%	100.0%	-254.97
<i>pess</i>	<i>opt</i>	53.0%	57.4%	92.2%	24.9%	24.9%	100.0%	-441.61
<i>pess</i>	<i>pess</i>	53.0%	57.4%	92.2%	41.3%	41.3%	100.0%	-257.62
CE* to GHG*								
<i>opt</i>	<i>opt</i>	-2.5%	37.2%	-6.6%	1.1%	24.9%	4.5%	302.86
<i>opt</i>	<i>pess</i>	-2.5%	37.2%	-6.6%	4.9%	41.3%	11.9%	48.14
<i>med</i>	<i>med</i>	-4.0%	47.7%	-8.3%	4.0%	31.8%	12.5%	164.97
<i>pess</i>	<i>opt</i>	-4.5%	57.4%	-7.8%	1.1%	24.9%	4.5%	381.94
<i>pess</i>	<i>pess</i>	-4.5%	57.4%	-7.8%	4.9%	41.3%	11.9%	132.06

¹*opt*=optimistic case, *med*=medium case, *pess*=pessimistic case.

²Differences of less than 1 Euro or less than 1kg CO₂eq are set to a value of zero to avoid outliers in shadow values based on very small values in the denominator.

Source: own calculation

As Table 2.5 shows, even in the case of targeted cost-efficient production, potential savings in GHG emissions could be used and vice versa. In the medium case, on average at least 87.5% of the total potential GHG emission savings and 91.7% of the total potential cost savings could be used, irrespective of whether cost-efficient or GHG-efficient production was the aim. In the mean optimistic/pessimistic case, at least 95.5%/88.1% of the potential GHG emission savings and 93.4%/92.2% of the potential cost savings could be used. Thus, a wide goal congruence exists between cost-efficient and GHG-efficient production, going beyond potential savings based on eliminating technical inefficiency. Also the goal congruence is obvious through the negative shadow prices for both optima CE* and GHGE* in Table 5, starting from the status quo of production. For the medium case the average shadow price for scenario SQ to CE* is €-309.63/t CO₂eq and for the scenario SQ to GHGE* €-254.97/t CO₂eq (the shadow price for each farm is weighted by the quantity of potential GHG savings). The corresponding ranges are from €-499.50/t CO₂eq to €-176.66/t CO₂eq (SQ to CE*) and from €-441.61/t CO₂eq to €-143.85/t CO₂eq (SQ to GHGE*) respectively. As expected, the scenarios SQ to CE* save more costs per avoided tonne CO₂eq compared to the scenarios SQ to GHGE*.

If we focus now on the difference between the scenarios SQ to CE* and SQ to GHGE*, we will see in this array that the trade-off between cost-minimal and GHG-minimal production is obvious. In the scenario CE* to GHGE* with medium assessment, an average amount of 4.0% of total GHG emissions in the status quo could be reduced, which is equal to 12.5% of total potential GHG emission savings. For this a mean increase of 4.0% in costs would have to be accepted, which represents 8.3% of total potential cost savings. Accordingly, the resulting mean shadow price is €164.97/t CO₂eq, which emphasizes that the use of this potential GHG saving is not cost-free. But this trade-off only holds true for a relatively small share of the total potential savings in costs and GHG emissions. If we incorporate the optimistic and pessimistic cases, the additional costs range on average from 2.5% to 4.5% of the total costs (6.6% and 7.8% respectively of total cost savings). Additional GHG emission savings are on average between 1.1% and 4.9% of total emissions (4.5% and 11.9% respectively of total emission savings). Corresponding shadow prices are from €48.14/t CO₂eq to €381.94/t CO₂eq. The relative wide range of the shadow prices may be surprising, but we should point out that for the calculation we have intervals in the numerator as well as in the denominator and therefore wider ranges than in the efficiency scores, for example.

If we compare our results to the literature, our potential savings of GHG emissions are in line with BEUKES et al. (2010) who determine a potential decrease of 27–32% for dairy farms in

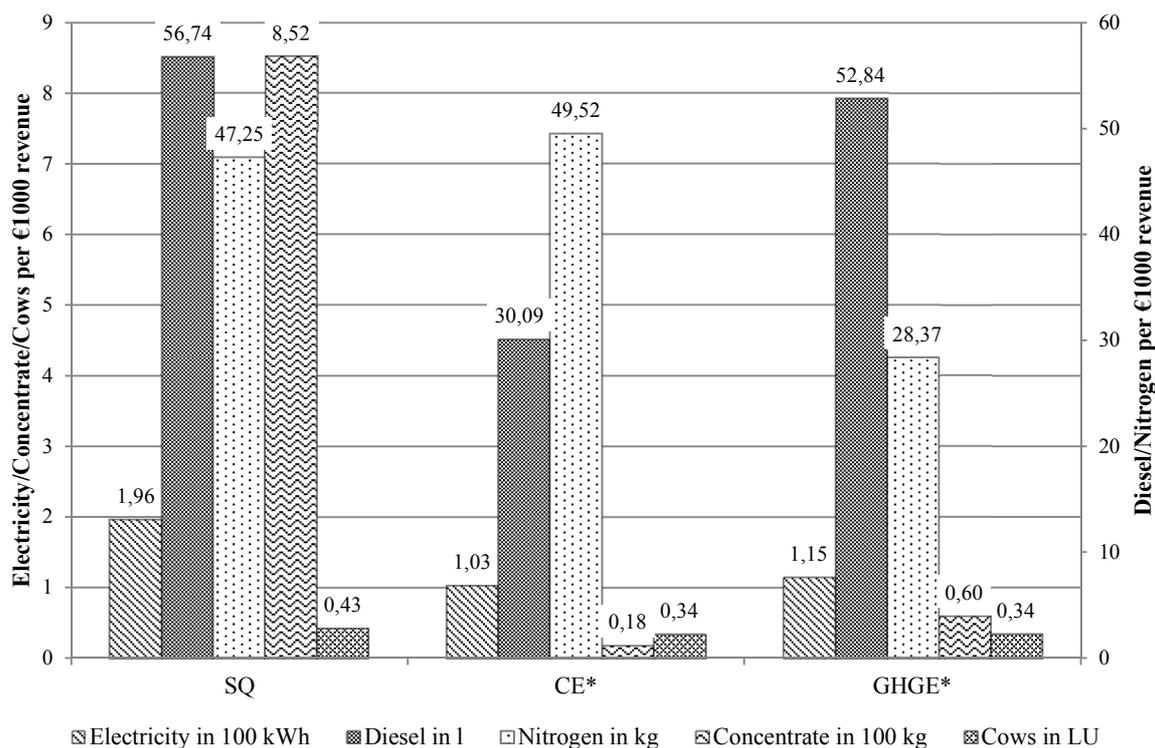
New Zealand. BEUKES et al. (2010) also find cost-saving opportunities if GHG emissions are reduced. MACLEOD et al. (2010) also calculate abatement costs for GHG emissions. They determine that 11.5% of the total GHG emissions from UK agriculture can be abated with measures which entail costs lower than £100/t CO₂eq. Some of these measures also have negative values, as in the case of our shadow prices in the scenario SQ to CE*/GHG*. However, DE CARA and JAYET (2011) calculate abatement costs of €80.6/t CO₂eq for a reduction of 8.3% in German GHG emissions by agriculture.

With regard to studies with deterministic assessments of inputs, the range of potential savings and the shadow prices for the optimistic and pessimistic cases emphasize that the choice of the ‘right’ assessment is not trivial and has a substantial impact on the results. Even determining whether farms are more cost efficient or GHG efficient can be influenced by the choice of particular assessment relations. Therefore it should be borne in mind for further studies that the choice of assessments has to be made carefully if a consideration of interval assessments is not possible.

2.5.2 Input combinations and farming processes of a cost/GHG efficient production

In accordance with the targets, inputs would either have to be reduced individually or some of the inputs even extended individually to achieve cost/GHG-efficient production. In Figure 2.4 average input combinations in the scenarios SQ, CE* and GHGE* are depicted in respect of medium assessment. Corresponding input combinations for the optimistic/pessimistic cases are in Table 2.7 in the appendix. Additionally, Table 2.6 illustrates insights from the farm process of the cost/GHG-efficient benchmarks and helps to explain what lies behind the input changes. For Table 2.6, benchmarks of the medium assessment are involved. To prevent biases compared to Figure 2.4, we weighted the benchmarks’ process characteristics with the same weighting scheme as for calculating targets.

Figure 2.4: Average input mix of status quo and targets under medium assessment



Source: own calculation

Table 2.6: Farming processes of cost-efficient and GHG-efficient benchmarks (medium assessment)

Variable	Unit	Sample average	CE benchmarks	GHGE benchmarks
Legumes		12.1	10.4	20.8
Silage maize	% of agricultural area	27.5	32.9	28.5
Grain		6.4	16.2	5.2
Pasture land	% of agricultural area	50.6	38.7	43.1
Nitrogen intensity	kg N/ha agricultural area	116.1	145.5	86.2
Agricultural area per cow	ha/cow	1.02	1.03	1.03
Milk yield	kg/year and cow	7928.4	9453.9	9137.2
Replacement rate	%	38.3	35.7	31.9

Source: own calculation

If an average farm is aiming for cost-efficient production, the electricity and diesel inputs will both have to be reduced by 47%. Also the amount of concentrates will have to be reduced dramatically by 98% from 8.5 to 0.2dt/€1000 revenue. Moreover the number of cows will have to be reduced by 21% to 0.34LU/€1000 revenue. Only the nitrogen input will have to be increased by 5% or 2.3kg/€1000 revenue for cost-efficient production. With the exception of

nitrogen, the direction of the input changes is the same for the optimistic and pessimistic inputs' assessment, as Table 2.7 indicates. Although some input reduction is to be expected if inefficiency exists, from a practical point of view the massive reduction of concentrate is especially noticeable. Besides an efficient use of all inputs, this adjustment in inputs also indicates a strong change in the farming process. As Table 2.6 shows, cost-efficient farms have on average a smaller share of legumes and pasture land and a higher share of grains and silage maize compared to the sample average. Also they use nearly the same area per cow, they have a higher mean milk yield per cow and the replacement rate is 2.6 percentage points lower. This indicates a more intensive use of the cow input. Bearing in mind Figure 2.4, it becomes evident that cost-efficient farms replace concentrates with more intensive land use (more arable and less pasture land) and an enhanced cultivation of grains and silage maize (therefore less concentrate must be purchased). Moreover, the high nitrogen intensity suggests a higher yield level.

Should farms aim to produce outputs in a GHG-efficient way, they would have to reduce all inputs (Figure 2.4). The amount of electricity would have to be decreased by 41%, while the GHG-efficient quantity of diesel is 7% less than the status quo. Also nitrogen is reduced by 40%. Not only is this input used inefficiently, it also impacts relatively intensively on CO₂eq, whereby wastage affects the GHG efficiency score in a doubly negative way. As with cost-efficient production, the 93% reduction of concentrate necessary for GHG-efficient production is remarkable. Cows would have to be reduced by 21% from 0.43 to 0.34LU/€1000 revenue. Table 2.7 in the appendix shows that the direction of the reduction/extension of inputs is the same for all different assessment scenarios. GHG-efficient benchmarks cultivate a higher share of legumes and a similar proportion of grains and silage maize compared to the sample average (Table 2.6). Therefore the savings in purchased nitrogen are partly compensated by nitrogen fixation by legumes. A further consequence of a higher share of legumes is that the total area to be fertilized is smaller, while the fodder-equal output of an area can still be comparable with that of a non-legume crop or pasture land. Therefore, the "net" nitrogen intensity for GHG-efficient benchmarks is most likely higher than in Table 2.6. Therein lies one of the key competences of GHG-efficient farms: the substitution of purchased nitrogen through a cultivation of legumes. An additional effect of the cultivation of legumes is that they can substitute for (protein rich) concentrate. The smaller share of pasture land indicates a more intensive use of land, also in view of the fact that the agricultural area per cow is nearly the same as in the sample as a whole. Here we should emphasize that the correlation between more intensive land use and GHG-efficient production is limited by the assumption that no addi-

tional GHG emissions from land use change (pasture land to arable land) arise. The high milk yield and the low replacement rate point to an intensive but also long-term use of cows (cf. measures of BEUKES et al. 2010)

Thus the two main differences between GHG-efficient and cost-efficient production are as follows. First, GHG-efficient farms cultivate a higher share of legumes to compensate for their low level of nitrogen input. To a limited extent, legumes and additionally purchased concentrates substitute for a low share of grains. Considering that the cultivation of legumes and the farming of pasture land are more fuel intensive than the cultivation of grain (cf. KTBL 2012), the contrary intensives of diesel and nitrogen between cost-efficient and GHG-efficient production are explicable. Further, land use in cost-efficient production tends to reflect relative profitability, since the cultivation of legumes may crowd out an economically preferable crop. Second, for both optima, factors such as agricultural area and cattle are intensively used, but the replacement rate is even lower for GHG-efficient production (3.8 percentage points) than for cost-efficient production.

2.6 Conclusions

The purpose of this article was to investigate the cost and GHG efficiency of 216 specialized dairy farms in northern Germany for the FY 2009/10 as well as the quantification of the resulting potential savings. In the assessment of inputs we especially considered uncertainty concerning prices and CO₂eq. Using DEA we calculated trade-offs and goal congruencies between cost-efficient and GHG-efficient production. We calculated shadow prices of GHG mitigation and determined input combinations for efficient production. Further we described process characteristics of cost-efficient and GHG-efficient benchmarks.

Our results show that farms produce outputs more GHG-efficiently than cost-efficiently. There are average potential savings of 47.7% (for the optimistic and pessimistic cases of from 37.2% to 57.4%) in costs and 31.8% (24.9% to 41.3%) in GHG emissions respectively. Primarily an inefficient input allocation causes the potential for savings, but there is also a wasteful use of resources. For the utilization of 87.5% (88.1% and 95.5%) of potential savings in GHG emissions, there are goal congruencies between cost-minimal and GHG-minimal production. Hence a reduction in costs involves a reduction in GHG emissions to a high degree. Should the remaining potential savings in GHG emissions also be realized, average shadow prices would arise of €164.97/t CO₂eq (€48.14/t CO₂eq to €381.94/t CO₂eq). The ranges of the results show clearly that the assessment of inputs is not trivial and should be done careful-

ly because of its substantial influence on results. Finally it is elicited that for both optima of cost-efficient and GHG-efficient production, the amount of electricity could be reduced by more than 40%, most of the concentrates could be reduced and the number of cows could be reduced by 21% (means in respect of €1000 revenue). The main difference between cost-efficient and GHG-efficient production is the contrary reduction of diesel and nitrogen. Where cost-efficient production requires a diesel reduction (-47%) and little expansion of nitrogen use (+4%), GHG-efficient production necessitates lower nitrogen use (-40%) and a little less diesel (-7%). The benchmarks of both optima use the factors agricultural area and cows more intensively in terms of a lower share of pasture land and a lower replacement rate as well as a higher milk yield than the sample average. Moreover GHG-efficient benchmarks cultivate a higher share of legumes than cost-efficient benchmarks and the sample average. However, cost-efficient benchmarks cultivate more grains and silage maize compared to the sample average and GHG-efficient benchmarks. Further, cost-efficient farms show higher nitrogen intensity than the sample average and GHG-efficient farms.

As far as political implications are concerned, it should be borne in mind that the aim of cost-efficient production is widely conducive to the aim of more GHG-efficient production. If a change from cost-efficient to GHG-efficient production is the aim, relatively large and costly changes in input combinations and farm processes would be required for a relatively small anticipated amount of GHG savings compared to maximum potential savings in GHG emissions. For further research, taxation of some inputs to improve the goal congruence between cost-efficient and GHG-efficient production could be analysed.

Acknowledgements

The authors are grateful to the Deutsche Bundesstiftung Umwelt (DBU) for financial support. The data for the analysis was kindly provided by act GmbH.

Literature

- BANKER, R. D.; MOREY, RICHARD C. (1986): Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs. In: *Operations Research* 34 (4): 513–521.
- BEUKES, P.; GREGORINI, P.; ROMERA, A.; LEVY, G.; WAGHORN, G. (2010): Improving production efficiency as a strategy to mitigate greenhouse gas emissions on pastoral dairy farms in New Zealand. In: *Agriculture, Ecosystems & Environment* 136 (3-4), 358–365.
- BLANCARD, S.; MARTIN, E. (2014): Energy efficiency measurement in agriculture with imprecise energy content information. In: *Energy Policy* 66, 198–208.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (BMELV) (2009): Bericht des BMELV für einen aktiven Klimaschutz der Agrar-, Forst- und Ernährungswirtschaft und zur Anpassung der Agrar und Forstwirtschaft an den Klimawandel. <<http://www.bmelv.de/cae/servlet/contentblob/383152/publicationFile/22425/Klimaschutzbericht2008.pdf>>, [05/06/2015].
- BMELV (2010): Die wirtschaftliche Lage der landwirtschaftlichen Betriebe. Buchführungsergebnisse der Testbetriebe Wirtschaftsjahr 2009/10. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/BFB-0111001-2010.pdf>>, [20/05/2015].
- BMELV (2011a): Amtschef- und Agrarministerkonferenz vom 26. bis 28. Oktober 2011 in Suhl. TOP 26: Beitrag der Landwirtschaft zum Klimaschutz. <http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Landwirtschaft/Klima-und-Umwelt/Klimaschutz/Agrarministerkonferenz_BeitragLandwirtschaftKlimaschutz.pdf;jsessionid=03DF652CF185ADFC8E7430F2B968176.2_cid252?__blob=publicationFile>, [22/06/2015].
- BMELV (2011b): Buchführung der Testbetriebe. Stand: April 2011. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/BFB-0113004-2011.pdf>>, [17/07/2012].
- BMELV (2012): Durchschnittliche Einkaufspreise der Landwirtschaft für Futtermittel, Düngemittel und Energie. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/SJT-5020200-0000.pdf>>, [18/06/2015].
- BRINER, S.; HARTMANN, M.; FINGER, R.; LEHMANN, B. (2012): Greenhouse gas mitigation and offset options for suckler cow farms: an economic comparison for the Swiss case. In: *Mitig Adapt Strateg Glob Change* 17 (4): 337–355.

- BUNDESMINISTERIUM FÜR WIRTSCHAFT UND TECHNOLOGIE UND BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT (BWT and BMU) (2007): Bericht zur Umsetzung der in der Kabinettsklausur am 23./24.08.2007 in Meseberg beschlossenen Eckpunkte für ein Integriertes Energie- und Klimaprogramm. <http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/gesamtbericht_iekp.pdf>, [16/06/2015].
- CAMANHO, A.S; DYSON, R. G. (2005): Cost efficiency measurement with price uncertainty: A DEA application to bank branch assessments. In: *European Journal of Operational Research* 161 (2): 432–446.
- CHUNG, Y.H; FÄRE, R.; GROSSKOPF, S. (1997): Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach. In: *Journal of Environmental Management* 51 (3): 229–240.
- COELLI, T.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G. (2007): Environmental efficiency measurement and the materials balance condition. In: *Journal of Productivity Analysis* 28 (1-2): 3–12.
- COELLI, T.J., RAO, D.S., BATTESE, G.E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- COOPER, W., SEIFORD, L., TONE, K. (2006): *Introduction to Data Envelopment Analysis and its uses*. New York, Springer.
- CROSSON, P.; SHALLOO, L.; O'BRIEN, D.; LANIGAN, G.J.; FOLEY, P.A.; BOLAND, T.M.; KENNY, D.A. (2011): A review of whole farm systems models of greenhouse gas emissions from beef and dairy cattle production systems. In: *Animal Feed Science and Technology* 166-167: 29–45.
- DALGAARD, R.; SCHMIDT, J.; HALBERG, N.; CHRISTENSEN, P.; THRANE, M.; PENGUE, W. A. (2008): LCA of Soybean Meal. *The International Journal of Life Cycle Assessment* 13 (3): 240-254.
- DE CARA, S.; JAYET, P.-A. (2011): Marginal abatement costs of greenhouse gas emissions from European agriculture, cost effectiveness, and the EU non-ETS burden sharing agreement. In: *Ecological Economics* 70 (9), 1680–1690.
- DEUTSCHER BUNDESTAG (2007): *Landwirtschaft und Klimaschutz*. Drucksache 16/5346, 16. Wahlperiode, 14.05.2007.

- DYSON, R. G.; ALLEN, R.; CAMANHO, A. S.; PODINOVSKI, V. V.; SARRICO, C. S.; SHALE, E. A. (2001): Pitfalls and protocols in DEA. In: *European Journal of Operational Research* 132 (2): 245–259.
- EUROSTAT (2012): Database. <[http:// http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/agriculture/data/database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/agriculture/data/database)>, [12/07/2013].
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C. A. K.; PASURKA, C. (1989): Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 71 (1): 90–98.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C. A.K. (1994): *Production Functions*. Cambridge University Press, Cambridge.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K. (1985): *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston/Dodrecht/Lancaster: Kluwer-Nijhof Publishing.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; TYTECA, D. (1996): An activity analysis model of the environmental performance of firms application to fossil-fuel-fired electric utilities. In: *Ecological Economics* (18), 161–175.
- FÄRE, R.; PRIMONT, D. (1995): *Multi-output production and duality. Theory and applications*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- FREDE, H.-G., DABBERT, S. (Ed.) (1999): *Handbuch zum Gewässerschutz in der Landwirtschaft*. 2. Auflage, ecomed, Landsberg.
- HAGEMANN, M. F. (2011): *Empirische Analysen der Milcherzeugung im Hinblick auf Umweltwirkungen und Wettbewerbsfähigkeit*. Dissertation, CAU Kiel.
- HOANG, V.-N; COELLI, T. (2009): Measurement of agricultural total factor productivity growth incorporating environmental factors: A nutrients balance approach. Australian Agricultural and Resource Economics Society (AARES) 53rd annual Conference. <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/47636/2/Hoang.pdf>>, [16/06/2015].
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC) (1996): *Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*. <<http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/gl/invs6c.html>>, [02/08/2013].
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC) (2007): *Climate Change 2007, The Physical Science Basis*. <http://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar4/wg1/ar4_wg1_full_report.pdf>, [02/08/2013].

- KALTSCHMITT, M. AND REINHARDT G. A. (ED.) (1997): *Nachwachsende Energieträger*. Vieweg, Braunschweig/Wiesbaden.
- KIRCHGESSNER, M., WINDISCH, W., MUELLER, H. L., KREUZER, M. (1991): Release of methane and of carbon dioxide by dairy cattle. In: *Agribiological Research*, 44 (2-3): 91-102.
- KONIS, K. (2013): lpSolveAPI: R Interface for lp_solve version 5.5.2.0. R package version 5.5.2.0-9. <http://CRAN.R-project.org/package=lpSolveAPI>
- KURATORIUM FÜR TECHNIK UND BAUWESEN IN DER LANDWIRTSCHAFT (KTBL) (2012): *Betriebsplanung Landwirtschaft 2012/13*. 23. Auflage, Darmstadt, Lokay.
- LANDWIRTSCHAFTSKAMMER SCHLESWIG-HOLSTEIN (LK-SH) (2012): *Geschlossene Benutzergruppe Markt (GBG-Markt)*. Rendsburg.
- LAUWERS, L. (2009): Justifying the incorporation of the materials balance principle into frontier-based eco-efficiency models. In: *Ecological Economics* 68 (6): 1605–1614.
- MACLEOD, M.; MORAN, D.; EORY, V.; REES, R.; BARNES, A.; TOPP, C.F.; BALL, B.; HOAD, S.; WALL, E.; MCVITTIE, A.; PAJOT, G.; MATTHEWS, R.; SMITH, P.; MOXEY, A. (2010): Developing greenhouse gas marginal abatement cost curves for agricultural emissions from crops and soils in the UK. In: *Agricultural Systems* 103 (4), 198–209.
- MOSTAFAEE, A.; SALJOOGHI, F. H. (2010): Cost efficiency measures in data envelopment analysis with data uncertainty. In: *European Journal of Operational Research* 202 (2): 595–603.
- OSTERBURG B.; NIEBERG H.; RÜTER S.; ISERMAYER F.; HAENEL H.-D.; HAHNE J.; KRENTLER J.-G.; PAULSEN H. M.; SCHUCHARDT F.; SCHWEINLE J.; WEILAND P. (2009): Erfassung, Bewertung und Minderung von Treibhausgasemissionen des deutschen Agrar- und Ernährungssektors: Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz. Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie, No. 03/2009, <<http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:gbv:253-200909-dk041942-8>>, [16/06/2015].
- OUDE LANSINK, A.; BEZLEPKIN, I. (2003): The effect of heating technologies on CO₂ and energy efficiency of Dutch greenhouse firms. In: *Journal of Environmental Management* 68 (1): 73–82.

- PATYK, A., REINHARDT G.A. (1997): Düngemittel - Energie- und Stoffstrombilanzen. Vieweg, Braunschweig/Wiesbaden.
- PITTMANN, R. W. (1983): Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs. In: *The Economic Journal*, 93: 883-891.
- R CORE TEAM (2013): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <http://www.R-project.org/>.
- REINHARD, S.; LOVELL, C. A. K.; THIJSEN, G. (1999): Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81: 44–60.
- REINHARDT, G. A. (1993): Energie- und CO₂-Bilanzierung nachwachsender Rohstoffe. Vieweg, Braunschweig/Wiesbaden.
- ROTZ, C.A.; MONTES, F.; CHIANESE, D.S. (2010): The carbon footprint of dairy production systems through partial life cycle assessment. In: *Journal of Dairy Science* 93 (3): 1266–1282.
- SESMERO, J. P.; PERRIN, R. K.; FULGINITI, L. E. (2012): Environmental efficiency among corn ethanol plants. In: *Biomass and Bioenergy* 46: 634–644.
- SHEPARD, R. W. (1953): *Cost and Production Functions*. Princeton University Press, Princeton.
- SONESSON, U., CEDERBERG, C., BERGLUND, M. (2009): Greenhouse gas emissions in animal feed production. <<http://www.klimatmarkningen.se/wp-content/uploads/2009/12/2009-2-feed.pdf>>, [09/06/2015].
- SONG, M.; AN, Q.; ZHANG, W.; WANG, Z.; WU, J. (2012): Environmental efficiency evaluation based on data envelopment analysis: A review. In: *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 16 (7): 4465–4469.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (DESTATIS) (2012): Genesis-Online database. <<https://www.destatis.de/EN/Homepage.html>>, [12/07/2013].
- STEWART, A. A.; LITTLE, S. M.; OMINSKI, K. H.; WITTENBERG, K. M.; JANZEN, H. H. (2009): Evaluating greenhouse gas mitigation practices in livestock systems: an illustration of a whole-farm approach. In: *J. Agric. Sci.* 147 (04): 367-382.
- THANH NGUYEN, T.; HOANG, V.-N.; SEO, B. (2012): Cost and environmental efficiency of rice farms in South Korea. In: *Agricultural Economics* 43 (4): 369–378.

- THOMPSON, R. G.; DHARMAPALA, P.S; HUMPHREY, D.B. (1996): Computing DEA/AR efficiency and profit ratio measures with an illustrative bank application. In: *Annals of Operations Research* 68 (3): 303–327.
- THOMPSON, R. G.; LANGEMEIER, L. N.; LEE, C.-T.; LEE, E.; THRALL, R. M. (1990): The role of multiplier bounds in efficiency analysis with application to Kansas farming. In: *Journal of Econometrics* 46 (1-2): 93–108.
- THOMPSON, R. G.; SINGLETON, F. D.; THRALL, R. M.; SMITH, B. A. (1986): Comparative Site Evaluations for Locating a High-Energy Physics Lab in Texas. In: *Interfaces* 16 (6): 35–49.
- TYTECA, D. (1997): Linear Programming Models for the Measurement of Environmental Performance of Firms—Concepts and Empirical Results. In: *Journal of Productivity Analysis*, 8 (2): 183–197.
- UMWELTBUNDESAMT (2012): Beitrag der Landwirtschaft zu den Treibhausgas-Emissionen. <<http://www.umweltbundesamt-daten-zur-umwelt.de/umweltdaten/public/theme.do?nodeIdent=3141>>, [03/06/2013].
- UMWELTBUNDESAMT (2013): Prozessorientierte Datenbank für Umweltmanagement-Instrumente. Internet, URL: <<http://www.probas.umweltbundesamt.de/php/index.php>>, [02/08/2013].
- VAN EERDT, M.M.; FONG, P.K.N. (1998): The monitoring of nitrogen surpluses from agriculture. In: *Environmental Pollution* 102 (1): 227–233.
- ZHOU, P.; ANG, B. W.; POH, K. L. (2008): A survey of data envelopment analysis in energy and environmental studies. In: *European Journal of Operational Research* 189 (1): 1–18.

Appendix

DEA envelopment model to identify cost/GHG-efficient input combinations within the technology set T (COOPER et al. 2006):

$$\min_{x_{ij_o}^0, \lambda_{jj_o}} \sum_{i=1}^I p_{ij_o} x_{ij_o}^0,$$

$$\text{s.t.} \quad x_{ij_o}^0 - \sum_{j=1}^J x_{ij} \lambda_{jj_o} \geq 0, i = 1, \dots, I,$$

$$\sum_{j=1}^J y_{mj} \lambda_{jj_o} \geq y_{mj_o}, m = 1, \dots, M,$$

$$\sum_{j=1}^J r_{zj} \lambda_{jj_o} \leq r_{zj_o}, z = 1, \dots, Z,$$

$$\lambda_{jj_o} \geq 0, j = 1, \dots, J,$$

$$x_{ij_o}^0 \geq 0, i = 1, \dots, I.$$

A (2.1)

Table 2.7: Input use of cost/GHG-efficient production in respect of different assessments

Input	Unit	Assessment		
		Optimistic	Medium	Pessimistic
<i>Cost-efficient production</i>				
Electricity	1 kg/€1000	1.02	1.03	1.06
Diesel	1 l/€1000	40.13	30.09	28.87
Nitrogen	100 kWh/€1000	38.34	49.52	51.55
Concentrate	100 kg/€1000	0.21	0.18	0.18
Cows	1 LU/€1000	0.34	0.34	0.34
<i>GHG-efficient production</i>				
Electricity	1 kg/€1000	1.20	1.15	1.09
Diesel	1 l/€1000	47.81	52.84	41.01
Nitrogen	100 kWh/€1000	33.85	28.37	35.96
Concentrate	100 kg/€1000	0.71	0.60	0.60
Cows	1 LU/€1000	0.34	0.34	0.34

Source: own calculation

Kapitel 3

Die Entwicklung der Produktivität von Marktfruchtbetrieben unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen

Productivity change of arable farms with regard to greenhouse gas emissions

Patrick Wettemann

Dieser Beitrag befindet sich in der Begutachtung bei:

German Journal of Agricultural Economics

Eine gekürzte Fassung dieses Beitrags ist als Vortrag für die 55. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V. (GEWISOLA) vom 23.-25.09.2015 in Gießen angenommen worden.

Zusammenfassung

Vorliegende Studie analysiert die Umwelteffizienz und die Produktivitätsentwicklung von Marktfruchtbetriebe unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen als unerwünschten Output. Ferner werden Schattenpreise von Treibhausgasemissionen eruiert sowie exogene Faktoren auf deren Einfluss auf die Effizienz getestet und der Einfluss verschiedener Treibern auf die Produktivitätsentwicklung quantifiziert. Den methodischen Rahmen hierfür bildet eine output-orientierten und eine erweiterten hyperbolischen stochastischen Distanzfunktion. Datengrundlage bildet ein balanciertes Panel von 141 norddeutschen Marktfruchtbetrieben im Zeitraum der Wirtschaftsjahre 2002/03 bis 2009/10. Als Ergebnis ist festzuhalten, dass einerseits ein relativ hohes Niveau an Effizienz festzustellen ist, aber andererseits noch 12 bzw. 9 % der produktspezifischen Emissionen eingespart werden können (Werte jeweils für output-orientierte bzw. erweiterte hyperbolische Distanzfunktion). Bessere Standorte mit einer höheren Anzahl an Bodenpunkten sowie ein höherer Fruchtfolgeanteil an Getreide und Zuckerrüben beeinflussen die Effizienz positiv. Hingegen wirken ein zunehmender Anteil an organischen Düngern und eine hohe Rate an ausgelagerten Dienstleistungen Effizienz mindernd. Die Schattenpreise der Treibhausgasemissionen bewegen sich in Abhängigkeit der Distanzfunktion im Mittel zwischen 3,56 und 7,12 € je Tonne CO₂-Äquivalent sowie 1,71 und 3,41 € je Tonne CO₂-Äquivalent. Für die Schattenpreise ist eine steigende Tendenz im Beobachtungszeitraum festzustellen. Die ermittelte positive Entwicklung der Produktivität wird maßgeblich von technischem Fortschritt vorangetrieben. Änderungen der Effizienz üben im Durchschnitt der Jahre lediglich marginalen Einfluss auf die Produktivitätsentwicklung aus. Änderungen der Skalengröße hemmen die Produktivitätsentwicklung geringfügig.

Schlüsselwörter: Umwelteffizienz, Produktivitätsentwicklung, Treibhausgasemissionen, Schattenpreise, stochastische Distanzfunktionen

Abstract

This study analyses the environmental efficiency and changes in productivity of arable farms, taking greenhouse gas emissions into consideration as an undesirable output. Further, shadow prices of greenhouse gas emissions and determinants of efficiency are investigated and the influence of different sources of productivity change is quantified. The methodological framework is based on output-oriented and enhanced hyperbolic stochastic distance functions. The balanced data panel comprises 141 arable farms located in northern Germany between the 2002/03 and 2009/10 financial years. The results show a relative high level of efficiency, but

there are still potential savings of 12% or 9% of product-related emissions for the output-oriented and enhanced hyperbolic distance functions respectively. Better soil quality and a higher proportion of grain and sugar beet in the crop rotation influence efficiency positively. In contrast, a higher percentage of organic fertilizer and a higher percentage of outsourced services have a negative influence on efficiency. Average shadow prices of greenhouse gas emissions are, depending on the distance function, from €3.56 to €7.12 per tonne CO₂ equivalent and from €1.71 to €3.41 per tonne CO₂ equivalent. Shadow prices show an increasing trend during the observation period. The determined positive productivity change is mainly caused by technical progress. Average efficiency changes have only a marginal impact on productivity change. Scale changes inhibit productivity progress slightly.

Keywords: environmental efficiency, productivity change, greenhouse gas emissions, shadow prices, stochastic distance functions

3.1 Einleitung

Durch die Erwärmung des globalen Klimas und die damit einhergehenden negative Veränderungen, wie z.B. das häufigere Auftreten von Extremwetterereignissen, besteht annähernd politische Einigkeit über das Ziel, diese Entwicklung durch eine Verringerung des Ausstoßes an Treibhausgasen einzudämmen (UNFCCC 1997). Die Landwirtschaft ist hierbei in doppelter Hinsicht involviert: Zum einen gilt der Sektor mit einem Anteil von rund 14 % als einer der Hauptverursacher der global emittierten Treibhausgase (IPCC 2007). Zum anderen ist die Landwirtschaft von den Auswirkungen direkt betroffen, wenn auch mit heterogenen Ausprägungen in einzelnen Ländern. Laut IPCC (2007) bestehen erhebliche Einsparpotentiale von Treibhausgasemissionen (THG-Emissionen) in der Landwirtschaft. So verpflichtet sich auch Deutschland, dass mit einer Reduktion der Emissionen in Höhe von 40 % von 1990-2020 eine Vorreiterrolle in Bezug auf Klimaschutzziele einnehmen will, die Landwirtschaft aktiv zur Reduktion von THG-Emissionen einzubinden (BWT und BMU 2007, BMELV 2009). Jedoch bestehen laut dem Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) für die Landwirtschaft in Deutschland noch keine „...systematische[n] und quantitative[n] Aussagen dazu, wie viel Treibhausgasemissionen der Landwirtschaft mit welchen Maßnahmen in Deutschland zu welchen Kosten reduziert werden können...“ (BMELV 2009). Dieser Lücke widmet sich vorliegende Studie. Am Beispiel eines balancierten Panels von 141 norddeutschen Marktfruchtbetrieben, die für den Zeitraum der Wirtschaftsjahre 2002/03 bis 2009/10 vorliegen, wird deren Umwelteffizienz unter expliziter Berücksichtigung von THG-

Emissionen als unerwünschtes Koppelprodukt der Produktion mit einer output-orientierten und einer erweiterten hyperbolischen stochastischen Distanzfunktion geschätzt. Simultan hierzu erfolgt die Ermittlung des Einflusses exogener Variablen und der Inputhöhe auf die Umwelteffizienz. Darüber hinaus werden Schattenpreise für THG-Emissionen und deren Dynamik im Zeitablauf kalkuliert. Schließlich wird die zeitliche Entwicklung der totalen Faktorproduktivität und deren Treiber analysiert.

Im nächsten Kapitel erfolgt ein Literaturüberblick über die für vorliegende Studie relevanten Analysen. Dem folgend erläutert Kapitel 3.3 das hier angewandte theoretische Modell. Kapitel 3.4 stellt die Datengrundlage vor und gibt die empirische Spezifikation des Modells wieder. Die Darstellung und Reflektion der Ergebnisse erfolgt in Kapitel 3.5. Kapitel 3.6 diskutiert die Untersuchung. Schließlich fasst Kapitel 3.7 wesentliche Ergebnisse der Arbeit zusammen.

3.2 Literaturüberblick über Modellierungsansätze zur Messung der Umwelteffizienz

Der mit am häufigsten verwendete Ansatz zur Messung der Umwelteffizienz ist die Anpassung etablierter Modelle der Produktionstheorie (Ansätze mit Produktionsfrontiers/Distanzfunktionen) im Hinblick auf die berücksichtigte(n) Umweltwirkung(en)¹. So werden unerwünschte Umweltwirkungen, wie z.B. Nährstoffüberschüsse, THG- oder Schwefeldioxidemissionen, hauptsächlich als Input, inversen Output oder schwach verschwendbaren Output modelliert. Erste Anwendung der Umwelteffizienzmessung gehen auf PITTMANN (1983) und FÄRE et al. (1989) zurück. Einen Überblick über empirische Ansätze zur Ermittlung der Umwelteffizienz findet sich z.B. in TYTECA (1996), REINHARD et al. (1999), ZHOU et al. (2008) und SONG et al. (2012). CHUNG et al. (1997) sind eine der ersten Autoren, die Distanzfunktionen für eine asymmetrische Behandlung erwünschter und unerwünschter Outputs einsetzen. Hierbei wird simultan die maximale Expansion des erwünschten und die maximale Kontraktion des unerwünschten Outputs ermittelt. Wurde zunächst die deterministische Methode Data Envelopment Analysis (DEA) zur Umwelteffizienzmessung angewandt, so etablierten sich beginnend mit HETEMÄKI (1996) und REINHARD et al. (1999) zunehmend Methoden, die eine Berücksichtigung von stochastischen Einflüssen erlauben.

¹ Für die Diskussion anderer Ansätze (Öko-Effizienz Frontiers, etc.) sei auf van MEENSEL et al. (2010) verwiesen.

Hinsichtlich der Empirie dominieren im nicht-landwirtschaftlichen Sektor vor allem Anwendungen in Bezug auf Energie produzierende bzw. Energie intensive Unternehmen. So wird unter anderem der Energieverbrauch (z.B. BOYD und PANG 2000, ÖNÜT und SONER 2006) als Input, der Ausstoß an Schwefeldioxid (z.B. FÄRE et al. 2005, CUESTA et al. 2009) sowie THG-Emissionen (FÄRE et al. 1996, OUDE LANSINK und SILVA 2003) als unerwünschter Output mit berücksichtigt. Anwendungen der Umwelteffizienzmessung für die Landwirtschaft beziehen sich, beginnend mit der Studie von BALL et al. (1994), hauptsächlich auf Nährstoffüberschüsse von Stickstoff und/oder Phosphor aus der Tierhaltung sowie dem Energieverbrauch von Betrieben (REINHARD et al. 1999, REINHARD et al. 2000, COELLI et al. 2007), beinhalten jedoch auch THG-Emissionen wie die Studie von SHORTALL und BARNES (2013). Seit den Veröffentlichungen von COELLI et al. (2007) und LAUWERS (2009) etablierte sich die Berücksichtigung des Prinzips der Materialbilanz bei der Umwelteffizienzmessung für Nährstoffüberschüsse als unerwünschte Umweltwirkung. Dabei werden Nährstoffüberschüsse vergleichbar mit Preisen zur Bestimmung der ökonomischen Effizienz modelliert (HOANG und COELLI 2011, NGUYEN et al. 2012, HOANG und NGUYEN 2013). Eine Bestimmung der Zielkonkurrenzen zwischen einer ökonomisch effizienten und umwelteffizienten Produktion lassen sich somit relativ leicht ableiten, wie auch die Bestimmung der Schattenkosten der Verringerung des unerwünschten Outputs. Entsprechende Anwendungen unter Berücksichtigung des Energieverbrauchs von Betrieben finden sich unter anderen in HOANG und RAO (2010), HOANG und ALAUDDIN (2012) sowie BLANCARD und MARTIN (2014). Studien, die sich der Umwelteffizienz in Hinsicht auf THG-Emissionen widmen und dabei den von COELLI et al. (2007) vorgeschlagenen Modellierungsansatz wählen, sind beispielsweise von SESMERO et al. (2012) für Ethanolanlagen oder von WELCH und BARNUM (2009) für Elektrizitätswerke. Auch in der Studie von WAMISHO (2012) werden THG-Emissionen bei der Umwelteffizienzmessung von Ethanolanlagen berücksichtigt. Studien, die die Materialbilanz explizit berücksichtigen, basieren vorwiegend auf der DEA als Analysemethode. Dennoch existieren parametrisch-stochastische Ansätze, wie z.B. WAMISHO (2012) sowie HOANG und NGUYEN (2013) die mit der Schätzung einer THG-Emissions- bzw. Nährstofffunktion (in Anlehnung eine Kostenfunktion) die Ausnahme darstellen².

² Zur Bestimmung der Vermeidungskosten von THG-Emissionen bzw. von Schattenpreisen existieren auch Ansätze außerhalb der Effizienzanalyse mit Anwendung auf die Landwirtschaft, wie z.B. MACLEOD et al. (2010), DE CARA und JAYET (2011), MORAN et al. (2011) sowie BRINER et al. (2012). Einen Überblick über ältere Studien geben VERMOT und DE CARA (2010). Da diese Gruppe methodischer Ansätze strukturell keine Ineffizienz berücksichtigen oder auf Modellbetrieben basieren, werden diese Studien hier nicht näher thematisiert.

Auch wenn das Prinzip der Materialbilanz für Nährstoffüberschüsse plausibel ist, so ist die Materialbilanz nur bedingt für den Fall von THG-Emissionen geeignet. Wie bereits LAUWERS (2009) aufführt, ist die Materialbilanz bzw. das Massenerhaltungsgesetz für immaterielle Effekte unzureichend bzw. wird inhärent erfüllt, ohne an Aussagekraft zu besitzen. Der zentrale Leitsatz der Materialbilanz - „what goes in, must come out“ - kann in diesem Falle nicht angewandt werden (COELLI et al. 2007). So ist es nur sehr eingeschränkt möglich, eine Stoffstrombilanz für THG-Emissionen ähnlich wie für Stickstoff zu erstellen. Ein Grund hierfür ist, dass die CO₂-Äquivalente (CO₂e), die zur Messung der THG-Emissionen dienen, nicht die materielle Beschaffenheit der Inputs widerspiegelt, sondern immaterielle Klimaeffekte. So stehen Inputs, wie z.B. Diesel, bei der Bewertung mittels CO₂e in keinerlei direktem stofflichem Zusammenhang zum Output. Ferner ist die unerwünschte Wirkung von THG-Emissionen nicht erst durch einen bilanziellen Überschuss verursacht, sondern umfasst sämtliche THG-Emissionen bei Produktion und Verbrauch. Somit ist das Ausmaß des schädlichen Umwelteinflusses nicht nur auf den Inhalt der bzw. Aufwand für Inputs oder eines Saldos beschränkt, sondern auch zum Teil wesentlich von dessen Anwendung abhängig. Beispiel hierfür ist die Anwendung von Stickstoffdünger, die, unabhängig von etwaigen Salden, Lachgasemissionen freisetzen kann, die die Emission von CO₂e erheblich verstärkt. Schließlich ist die landwirtschaftliche Produktion kein geschlossenes System, sondern weist durch diffuse Schnittstellen, wie beispielsweise der Input Boden, einen offenen Systemcharakter auf. Innerhalb dieses offenen Systems kann CO₂, das gleichzeitig Hauptnährstoff der Pflanzen und Treibhausgas ist, nicht gesteuert werden und ist für alle Betriebe gleichermaßen vorhanden. Folglich hätte auch die Einbindung von atmosphärischem CO₂ keine Fähigkeit zur zusätzlichen Diskriminierung aus effizienzanalytischer Sicht.

Somit sind die angesprochenen Studien von WAMSIHO (2012) und HOANG und NGUYEN (2013) gewiss in dem Aspekt interessant, in dem sie die allokativen Effizienz der Inputs unter Berücksichtigung von THG-Emissionen ermitteln. Jedoch ist die Prämisse, dass das Prinzip der Materialbilanz zwingend angewandt werden muss, um THG-Emissionen und damit verbundenen Ineffizienzen konsistent abbilden zu können, aus den genannten Gründen nicht nötig. Daher werden in vorliegender Analyse die THG-Emissionen als unerwünschter Output modelliert.

Neuere Ansätze zur Umwelteffizienzmessung gehen explizit auf die Flexibilität des Verlaufs der Transformationsrate zwischen erwünschten Outputs ein (CHAVAS und DI FALCO 2012, SAUER und WOSSINK 2013). SAUER und WOSSINK (2013) berücksichtigen für die Outputs landwirtschaftliche Erlöse und gekoppelte Zahlungen durch die Teilnahme an Umweltpro-

grammen komplementäre, kompetitive und supplementär-kompetitive Beziehungen. Allerdings unterscheidet sich der unerwünschte Output der THG-Emissionen zu nutzenbringenden Outputalternativen, die einer aktiven Portfolioentscheidung unterliegen. Abgesehen von möglichen Ineffizienzen führt eine Einschränkung der Emissionen an THG direkt zu einer Verringerung des Outputs und stellt keine Produktionsalternative dar. Komplementäre Beziehungen im Sinne einer THG-Einsparung und einer Steigerung des Outputs sind nur auf Grund von Ineffizienzen zu erwarten, jedoch nicht auf Grund struktureller Art.

Der Literaturüberblick zeigt, dass mittels Distanzfunktionen sowohl die erwünschten und unerwünschten Outputs hinsichtlich ihres Steigerungs-/Reduktionspotentials asymmetrisch modelliert werden können, als auch die mögliche Verringerung an Inputs mit berücksichtigt werden kann. Ein Vorteil der stochastischen Distanzfunktionen gegenüber deterministischen ist die Berücksichtigung zufälliger Schwankungen (z.B. Wetter). Da landwirtschaftliche Unternehmen im Vergleich zu anderen Sektoren relativ starken Outputschwankungen unterworfen sind, ist dies insbesondere für Marktfruchtbetriebe für eine adäquate Modellierung nötig. Ferner können relativ einfach Hypothesentests durchgeführt werden (vgl. COELLI et al. 2005).

3.3 Messung der Umwelteffizienz mittels Distanzfunktionen

3.3.1 Umwelteffizienz und deren Determinanten

Zur Ermittlung der Umwelteffizienz werden zwei Orientierungen der Distanzfunktion verwendet. Als erste Orientierung wird eine output-orientierte Distanzfunktion (D^O) gewählt. Dabei werden lediglich Steigerungspotentiale des erwünschten Outputs ermittelt, Einsparpotentiale für den unerwünschten Output THG-Emissionen und für die Inputs werden nicht ermittelt. Grund hierfür ist, dass Inputs wie Boden, Arbeit und Teile des Anlagevermögens als kurzfristig fix zu betrachten sind (vgl. GUBI 2006) und somit Betriebe Ineffizienzen nur durch eine Erhöhung der Faktorproduktivitäten bei konstantem Input und konstanten THG-Emissionen eliminieren können. Werden die Betriebe für einen mittel- bis langfristigen Zeithorizont modelliert, so ist von einer weitreichenderen Anpassungsfähigkeit der Betriebe auszugehen, sodass die zuvor genannten Inputs variiert werden können, z.B. durch Hinzupachten von Flächen oder der Auflösung von Arbeitsverträgen. Da die Emissionen von THG vom Einsatz der Inputs abhängig sind³, erfolgt eine simultane Berücksichtigung Einsparpotentiale

³ Dennoch sind die THG-Emissionen nicht als unerwünschter Input anzusehen, da diese zum Teil erst durch den Produktionsprozess als solchen freigesetzt werden („joint production“) (vgl. FÄRE et al. 2007 und Kapitel 3.2).

der THG-Emissionen und der Inputs. Hierfür wird eine erweiterte hyperbolische Distanzfunktion (D^E) gewählt⁴, die neben der Steigerung des Outputs auch absolute Einsparpotentiale der Inputs und THG-Emissionen berücksichtigt. Durch die Distanzfunktionen D^O und D^E werden daher zum einen kurzfristig und zum anderen mittel-langfristig mögliche Anpassungsprozesse modelliert und es kann ein Vergleich dieser verschiedenen unterstellten Reaktionsmöglichkeiten erfolgen.

Zur Ermittlung der Umwelteffizienz⁵ wird der unerwünschte Output als zusätzliche Variable in die Produktionstechnologie mit aufgenommen (FÄRE et al. 1989, CUESTA et al. 2009). Die betrachteten Betriebe $n = 1, \dots, N$, setzen die Inputvektoren $x_n = x_{1n}, \dots, x_{In} \in R_+^I$ zur Produktion von erwünschten Outputvektoren $y_n = y_{1n}, \dots, y_{Mn} \in R_+^M$ ein, dabei entstehen unerwünschte Outputvektoren $w_n = w_{1n}, \dots, w_{Pn} \in R_+^P$. Folglich kann das Technologieset wie folgt definiert werden:

$$T = \{(x, y, w): x \text{ produziert } (y, w)\}. \quad (3.1)$$

Die Annahmen zu der Technologiemenge T finden sich in FÄRE und PRIMONT (1995). Zur Messung der Effizienz der Betriebe innerhalb von T werden D^O und D^E verwendet. D^O ermittelt in Anlehnung an SHEPARD (1970) das maximal Outputsteigerungspotential bei konstantem Input sowie konstantem unerwünschten Output und ist wie folgt bestimmt:

$$D^O(x, y, w) = \inf \left\{ \zeta > 0: (x, \frac{y}{\zeta}, w) \in T \right\}. \quad (3.2)$$

Dabei ist D^O für den Bereich $0 < D^O(x, y, w) \leq 1$ definiert, homogen vom Grade Eins in den erwünschten Outputs $D^O(x, \eta y, w) = \eta D^O(x, y, w), \eta > 0$, nicht abnehmend in den Outputs sowie nicht zunehmend und quasikonkav in unerwünschten Outputs und Inputs (vgl. FÄRE und PRIMOT 1995, CUESTA et al. 2009). D^E stellt sich wie folgt dar:

$$D^E(x, y, w) = \inf \left\{ \xi > 0: (x\xi, \frac{y}{\xi}, w\xi) \in T \right\}. \quad (3.3)$$

⁴ Prinzipiell wäre auch die Verwendung einer direktionalen Distanzfunktionen möglich und somit eine lineare Approximation von D^E (vgl. CHUNG et al. 1997). Da nach VARDANYAN und NOH (2006) keine Überlegenheit eines bestimmten Richtungsvektors festzustellen ist und es z.B. FÄRE et al. (2005) nicht möglich war, Umwelteffizienzwerte anhand einer stochastischen direktonaler Distanzfunktionen zu ermitteln, wird D^E favorisiert.

⁵ Im Folgenden werden die Begriffe Umwelteffizienz und Effizienz synonym verwenden und beziehen sich methodisch auf die Ebene der technischen Effizienz (vgl. COELLI et al. 2005).

Wie auch D^O ist D^E für den Bereich $0 < D^E(x, y, w) \leq 1$ definiert. Mittels D^E wird die maximal mögliche Expansion an erwünschten Outputs und die maximale Reduktion der Inputs und unerwünschten Outputs ermittelt. D^E erfüllt alle bei D^O geltenden Axiome bis auf die Ausnahme, dass D^E nahezu homogen nach $D^E(\eta^{-1}x, \eta y, \eta^{-1}w) = \eta D^E(x, y, w), \eta > 0$ ist (CUESTA et al. 2009).

Nach LOVELL et al. (1994) können die genannten Homogenitätsbedingungen mit Hilfe einer Normalisierung durch einen Output erzwungen werden. Dabei ändern sich die Distanzfunktionen (3.2) und (3.3) bei einer Normalisierung mittels $\eta = y_M^{-1}$ wie folgt⁶:

$$D^O\left(x, \frac{y}{y_M}, w\right) = \frac{D^O(x, y, w)}{y_M}. \quad (3.4)$$

$$D^E\left(xy_M, \frac{y}{y_M}, wy_M\right) = \frac{D^E(x, y, w)}{y_M}. \quad (3.5)$$

Werden die Distanzfunktionen (3.4) und (3.5) mittels der Stochastic Frontier Analysis (SFA) geschätzt (AIGNER et al. 1977, MEEUSEN und VAN DEN BROECK 1977), ergeben sich nach dem Logarithmieren und Umstellen folgende Gleichungen:

$$-\ln y_{Mn} = \ln D^O\left(x_n, \frac{y_n}{y_{Mn}}, w_n\right) + u_n + v_n. \quad (3.6)$$

$$-\ln y_{Mn} = \ln D^E\left(x_n y_{Mn}, \frac{y_n}{y_{Mn}}, w_n y_{Mn}\right) + u_n + v_n. \quad (3.7)$$

Die Annahmen von jeweils u_n und v_n sind für beide Distanzfunktionen gleich. Der stochastische Term $v_n \sim N(0, \sigma_v^2)$ ist um Null symmetrisch normalverteilt und unabhängig vom Term u_n . Die Effizienz wird durch den Ineffizienzterm $u_n = -\ln D^O(x, y, w) \geq 0$ bzw. $u_n = -\ln D^E(x, y, w) \geq 0$ determiniert, es gilt $u_n \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, d.h. die Ineffizienzverteilung weist eine bei Null zensierte nicht negative Halbnormalverteilung auf. Die Effizienz beider Distanzfunktionen wird jeweils mittels des Erwartungswerts der bedingten Verteilung von u_n bei gegebenem gesamten Residuum $e_n = (u_n + v_n)$ mit $TE_n = E[\exp(-u_n)|e_n]$ bestimmt (KUMBHAKAR und LOVELL 2003, COELLI et al. 2005). Effiziente Betriebe weisen einen Wert von Eins auf, ineffiziente Betriebe einen Wert von kleiner Eins. Ein Betrieb mit einem Effizienzwert von z.B. 0,75 kann dessen Output um rund 33 % ($\approx 1/0.75$) steigern und, im Falle des

⁶ Für eine Diskussion der Endogenität bei dem Vorgang der Normalisierung sei auf COELLI und PERELMANN (2000) und CUESTA und ZOFIO (2005) verwiesen.

erweiterten hyperbolischen Distanzmaßes, unerwünschte Outputs sowie Inputs um jeweils 25 % (=1-0,75) reduzieren (vgl. CUESTA und ZOFIO 2005).

Mittels des *Technical Inefficiency Effects*-Modell (TE-Modell) von BATTESE und COELLI (1995) erfolgt die Ermittlung des Einflusses exogener Variablen $z_n = z_{1n}, \dots, z_{Rn} \in R^R$ auf die Ineffizienz der Betriebe. Hierbei wird der Mittelwert des Ineffizienzterms u_n nicht als bei Null halbnormalverteilt angenommen, sondern als lineare Funktion exogener Faktoren mit $\mu_n = \sum_{r=1}^R \delta_r z_{rn}$, sodass $u_n = \sum_{r=1}^R \delta_r z_{rn} + \omega_n$. Wobei die Zufallsvariable ω_n durch die Trunkierung einer Normalverteilung $N^+(0, \sigma_\omega^2)$ definiert ist, sodass der Punkt der Trunkierung von ω_n dem Term $-\sum_{r=1}^R \delta_r z_{rn}$ entspricht⁷. Folglich gilt für den Ineffizienzterm u_n die Annahme $u_n \sim N^+(\mu_n, \sigma_u^2)$ (BATTESE und COELLI 1995). Zur Berücksichtigung von Heteroskedastizität wird die Varianz des symmetrischen Störterms v_n und der Ineffizienzkomponente u_n parametrisiert. Dazu werden die Inputs mittels $\sigma_u^2 = \exp(\sum_{i=1}^I \psi_i x_{in})$ und $\sigma_v^2 = \exp(\sum_{i=1}^I \phi_i x_{in})$ entsprechend berücksichtigt (KUMBHAKAR 2002, WANG 2002). Durch die Parametrisierung der Varianzen durch die Inputs wird nicht nur der Heteroskedastizität Rechnung getragen, ferner kann auch der Einfluss der Inputhöhe auf die Effizienz und auf das Risiko der Produktion ermittelt werden (KUMBHAKAR 2002).

3.3.2 Schattenpreise der THG-Emissionen

Anhand der aus den Distanzfunktionen kalkulierten Elastizitäten werden die Schattenpreise der THG-Emissionen abgeleitet. Hierzu zeigt FÄRE et al. (2002), dass die hyperbolische Distanzfunktion zur Gewinnfunktion dual ist, sodass im Fall der erweiterten hyperbolischen Distanzfunktion gilt:

$$\pi(x, p, w) = \max_{y, w} \left(\frac{py}{qw} : D^E(x, y, w) \leq 1 \right). \quad (3.8)$$

Die Variablen p und q stehen für die Preise des erwünschten und unerwünschten Outputs. Es gelten folgende Bedingungen erster Ordnung:

$$\frac{py}{qw} = \lambda \left(\frac{\partial D^E(\cdot)}{\partial y} \right) y = \lambda \left(\frac{\partial \ln D^E(\cdot)}{\partial \ln y} \right) D^E(\cdot). \quad (3.9)$$

$$\frac{py}{qw} = -\lambda \left(\frac{\partial D^E(\cdot)}{\partial y} \right) w = -\lambda \left(\frac{\partial \ln D^E(\cdot)}{\partial \ln w} \right) D^E(\cdot). \quad (3.10)$$

⁷ Somit ergibt sich $\omega_n \geq -\sum_{r=1}^R \delta_r z_{rn}$, d.h. falls der Einfluss aller exogenen Variablen Null wäre, würde sich u_n zu einer Halbnormalverteilung mit einem Mittelwert von Null reduzieren.

Das Verhältnis der Gleichungen (3.9) und (3.10) zeigt, dass für alle Vektoren mit einer Skalenelelastizität von minus Eins das Gewinnmaximum erreicht ist (CUESTA et al. 2009). Ist der Preis für den erwünschten Output bekannt, wird der Schattenpreis des unerwünschten Outputs wie folgt ermittelt:

$$q = -p \frac{\partial D^E(x,y,w)/\partial w}{\partial D^E(x,y,w)/\partial y} = -p \frac{\partial \ln D^E(x,y,w)/\partial \ln w}{\partial \ln D^E(x,y,w)/\partial \ln y} * \frac{y}{w}. \quad (3.11)$$

Mittels Gleichung (3.11) werden auch die Schattenpreise der THG-Emissionen im Falle von D^O ermittelt, wobei die Distanzfunktionen demgemäß ausgetauscht sind. Die Herleitung hierfür erfolgt über die duale Beziehung von D^O und der Umsatzfunktion (SHEPARD 1970, FÄRE et al. 1993, COGGINS und SWINTON 1996).

3.3.3 Dynamik der totalen Faktorproduktivität

Für die Ermittlung der Dynamik der totalen Faktorproduktivität im Zeitablauf und deren Ursachen wird auf das von CAVES et al. (1982) eingeführte Konzept des Malmquist-Index zurückgegriffen und nach OREA (2002) um den Beitrag von Skaleneffekten zur Produktivitätsentwicklung erweitert. Dafür werden in den Distanzfunktionen D^O und D^E Variablen für die Zeit berücksichtigt. Entsprechend weitet sich die Notationen der Terme in Gleichung (3.6) und (3.7) von n für die beobachteten Betriebe auf nt für die Beobachtung der Betriebe in der Zeitperiode $t = 1, \dots, T$ aus. Die jährliche prozentuale Veränderung der totalen Faktorproduktivität (TFPC) wird in die Komponenten Veränderung der technischen Effizienz (EC), technischen Fortschritt (TC) und Veränderung der Skalengröße (SC) wie folgt aufgegliedert (vgl. OREA 2002)⁸:

$$TFPC_{nt,t+1} = EC_{nt,t+1} + TC_{nt,t+1} + SC_{nt,t+1}. \quad (3.12)$$

Dabei gibt EC die Verbesserung der Effizienz relativ zur Frontier an, d.h. wie sich der Abstand eines Betriebes zur Frontier in Abhängigkeit der Zeit geändert hat. Der Index TC steht für die Veränderung der Frontier zwischen Zeitperioden an sich. Änderungen der Skalengröße leisten ebenfalls einen Beitrag zur TFPC. So können Betriebe durch Änderungen ihrer Skalengröße die Produktivität zusätzlich steigern bzw. verringern. Mittels des Index SC wird dieser Beitrag quantifiziert. OREA (2002) betont die Notwendigkeit einer theoretischen konsistenten Frontier, um Verzerrungen des Index SC zu vermeiden. Die drei genannten Kompo-

⁸ Nachfolgende Erörterung geschieht vor dem Hintergrund einer Translog-Funktion, mit der die Distanzfunktion geschätzt wird (vgl. CHRISTENSEN et al. 1973).

nenen der TFPC werden wie folgt berechnet, wobei bis auf die Komponente SC die Gleichungen sowohl für D^O als auch für D^E gültig sind (OREA 2002, COELLI et al. 2005):

$$EC_{nt,t+1} = \ln \left[\frac{E[\exp(-u_{nt+1})|e_{nt+1}]}{E[\exp(-u_{nt})|e_{nt}]} \right]. \quad (3.13)$$

$$TC_{nt,t+1} = \left[0,5 * \left(\frac{\partial \ln y_{Mnt}}{\partial t} + \frac{\partial \ln y_{Mnt+1}}{\partial t} \right) \right]. \quad (3.14)$$

$$SC_{nt,t+1}^{D^O} = \left[0,5 * \sum_{i=1}^I (\varepsilon_{int} SF_{nt} + \varepsilon_{int+1} SF_{nt+1}) * \ln \left(\frac{x_{int+1}}{x_{int}} \right) \right], \quad (3.15)$$

wobei $SF_{nt} = \frac{\varepsilon_{nt}-1}{\varepsilon_{nt}}$, $\varepsilon_{nt} = \sum_{i=1}^I \varepsilon_{int}$ sowie $\varepsilon_{int} = \frac{\partial \ln y_{Mnt}}{\partial \ln x_{int}}$.

Für die Ermittlung des $SC_{nt,t+1}^{D^E}$ erfolgt die Berechnung analog zu Gleichung (3.15), jedoch werden die Terme SF_{nt} mit $SF_{nt} = \frac{\varepsilon_{nt}-0,5}{\varepsilon_{nt}}$ sowie die Ableitungen nach den Inputs mittels $\varepsilon_{int} = \frac{\partial \ln y_{Mnt}}{\partial \ln(w_{pnt}x_{int})}$ berechnet (vgl. CUESTA et al. 2009). Grund für den Austausch des Terms SF_{nt} ist, dass D^E bei einer Summe der Inputelastizitäten von -0,5 konstante Skalenerträge aufweist⁹ (vgl. CUESTA und ZOFIO 2005). Für die Indizes (3.12) bis (3.15) gilt, dass Werte größer Null für einen Fortschritt bzw. einen Progress des jeweiligen Index, Werte kleiner Null für eine nachteilige Entwicklung stehen.

3.3.4 Implikation der Monotonie-Annahme

Wie SAUER (2006) zeigt, wird die Einhaltung der Monotonie und der Quasikonkavität für Frontiers der parametrischen Effizienzmessung häufig nicht überprüft und verletzt. In Folge dessen sind die Effizienzwerte und die daraus abgeleiteten Schlussfolgerungen verzerrt. Um Monotonie lokal zu erzwingen, präsentieren HENNINGSEN und HENNING (2009) eine dreistufige Prozedur, die auch in vorliegendem Fall zur Anwendung kommt. Dabei wird die lokale Monotonie für Inputs (nicht zunehmend) wie auch für den unerwünschten Output der THG-Emissionen (nicht zunehmend) erzwungen¹⁰. Die Zeitvariable wird explizit nicht mit berücksichtigt, da eine Implikation der Monotonie einen Progress des TCs für alle Betriebe implizieren würde. Zur Umsetzung der Prozedur erfolgt als erster Schritt eine nicht restringierte

⁹ Den Ansatz von FÄRE et al. (2002) aufgreifend, gilt unter konstanten Skalenerträgen $D^O(x, v, w, CRS) = D^E(x, v, w, CRS)^2$ bzw. für die logarithmierten Distanzfunktion $\ln D^O(x, v, w, CRS) = 2 \ln D^E(x, v, w, CRS)$.

¹⁰ Da in späterem Anwendungsfall nur ein unerwünschter Output vorhanden ist, wird auf die Implikation von Monotonie im Falle mehrerer Outputs nicht explizit erläutert.

Schätzung der Distanzfunktionen (3.6) und (3.7), inklusive der Zeitvariablen und den in Kapitel 3.3.1 genannten Parametrisierungen des zweigeteilten Fehlerterms. Die dabei ermittelten Schätzer für die Inputs und die erwünschten und unerwünschten Outputs, die zur Erklärung der Prozedur vereinfacht mit $\hat{\beta}$ notiert werden, sowie die entsprechende Kovarianzmatrix $\hat{\Sigma}_{\beta}$ werden dabei für eine quadratische Distanzminimierung verwendet, um im zweiten Schritt restringierte Parameter zu ermitteln¹¹, die Grenzerträge größer Null aufweisen¹²:

$$\hat{\beta}^0 = \arg \min(\hat{\beta}^0 - \hat{\beta}) \hat{\Sigma}_{\beta}^{-1}(\hat{\beta}^0 - \hat{\beta}), \quad (3.16)$$

$$\text{s. t. } \frac{\partial \ln y_{Mnt}}{\partial x_{int}} \geq 0 \forall i, n, \frac{\partial \ln y_{Mnt}}{\partial w_{pnt}} \geq 0 \forall p, n. \quad (3.17)$$

Aus den Restriktionen in (3.17) wird ersichtlich, dass die Zeitvariable nicht restringiert wird, d.h. hierfür keine Auferlegung von Monotonie erfolgt¹³. Im dritten Schritt der Prozedur nach HENNINGSEN und HENNING (2009) erfolgt die Ermittlung der Effizienz an der theoretisch konsistenten Frontier wie folgt:

$$-\ln y_{Mn} = \alpha_0 + \alpha_{\ln \tilde{y}} * -\ln \tilde{y}_{Mnt} + u_{nt} + v_{nt}. \quad (3.18)$$

Wobei die einzige Variable der Schätzung der kalkulierte Output des restringierten Modells $-\ln \tilde{y}_{Mnt} = f(x, y, w, t, \hat{\beta}^0)$ ist.

Nachteil der hier beschriebenen Prozedur ist, dass die Kovarianzmatrix der restringierten Parameter im zweiten Schritt inkonsistent ist, falls sich die restringierten Parameter an der Grenze des möglichen Lösungsraums befinden. Folglich können keine Standardfehler für die restringierten Parameter berechnet werden. Außerdem können die Standardfehler in der dritten Stufe der Prozedur verzerrt sein, da diese einen generierten Regressor einschließt (PAGAN 1984). Dennoch ist im Vergleich zu z.B. Bayesschen Markov-Ketten-Monte-Carlo-Verfahren (O'DONNELL und COELLI 2005) die Prozedur von HENNINGSEN und HENNING (2009) vorteilhaft, da sie mit geringerem Aufwand implementierbar ist.

¹¹ Nach KOEBEL et al. (2003) sind die Parameter der zweiten Stufe $\hat{\beta}^0$ asymptotisch äquivalent zu den Parametern einer restringierten einstufigen Maximum-Likelihood-Schätzung.

¹² Da die Parameter $\hat{\beta}$ der Distanzfunktion auf eine negative Endogene geschätzt werden, wird für b in Gleichung (23) in HENNINGSEN und HENNING (2009) $b = -R * -\hat{\beta}$ angewendet sowie die restringierten Parameter im zweiten Schritt nach $\hat{\beta}^0 = -s^* + \hat{\beta}$ berechnet.

¹³ Ein Ausschluss der Zeitvariablen im zweiten Schritt hätte eine Verzerrung der inversen Kovarianzmatrix $\hat{\Sigma}_{\beta}^{-1}$ zur Folge. Für die hilfreiche Diskussion hierzu sei Arne Henningsen herzlich gedankt.

Auf eine Erzwingung globaler Quasikonkavität wird aus Gründen der Einschränkung der Flexibilität bei Translog-Funktionen verzichtet (DIEWERT und WALES 1987). Ferner wird auch von der Erzwingung lokaler Quasikonkavität abgesehen, da auch nicht quasikonkave Beobachtungen die Annahme der Gewinnmaximierung erfüllen können (HENNINGSEN und HENNING 2009: 219).

3.4 Daten und Modellspezifikation

3.4.1 Datenbeschreibung

Als Datengrundlage dienen 141 spezialisierte Marktfruchtbetriebe, welche sich vorwiegend in den Bundesländern Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern befinden. Die Daten stammen von zwei landwirtschaftlichen Betriebsberatungen, der GROSSBETRIEBSBERATUNG sowie der LANDWIRTSCHAFTLICHEN UNTERNEHMENSBERATUNG SCHLESWIG-HOLSTEIN. Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich vom Wirtschaftsjahr (WJ) 2002/03 bis zum WJ 2009/10. Als Inputs werden Vorleistungen, Arbeit, Anlagevermögen und die Ackerfläche verwendet. Das Anlagevermögen als Proxy für den Kapitaleinsatz beinhaltet den Zeitwert von Wirtschaftsgebäuden, Maschinen und Bodenverbesserungen. Die Messung des Outputs erfolgt über die Variable Getreideeinheiten (GE), als unerwünschter Output werden THG-Emissionen berücksichtigt. Alle monetären Angaben sind Nettobuchungen. Für die Vergleichbarkeit der monetären Größen im Beobachtungszeitraum werden sämtliche betreffende Angaben auf das Jahr 2010 als Basis mit der Produktkategorie entsprechenden Indizes des Statistischen Bundesamtes (DESTATIS 2012) inflationiert.

Wie Tabelle 3.1 zeigt, beziehen die Betriebe im Mittel Vorleistungen von 482 928 € und setzen 3,9 Arbeitskräfte ein. In den Vorleistungen sind sämtliche Aufwendungen für Saatgut, Dünger, Diesel, Pflanzenschutzmittel, variable Kosten für Maschinen, Strom- und Trocknungskosten sowie Kosten für bezogene Dienstleistungen berücksichtigt. Organische Dünger sind mit Verkehrswerten oder Substitutionswerten¹⁴ jeweils inklusive der Ausbringkosten bewertet und fließen ebenfalls in die Vorleistungen mit ein. Als weiteren Input setzt ein durchschnittlicher Betrieb des Samples Anlagevermögen in Höhe von 695 306 € ein. Hierbei sind die Posten Maschinen, Gebäude, Trocknung und Drainagen berücksichtigt. Der Mittelwert der Flächenausstattung beträgt 730 Hektar. Im Vergleich mit der mittleren Betriebsgröße von Ackerbaubetrieben in Deutschland (2009/10: 113 ha) ist deutlich zu sehen, dass die hier

¹⁴ Fehlen Verkehrswerte, werden Substitutionswerte berücksichtigt. Substitutionswerte werden mittels Preisen von EUROSTAT (2012), BMELV (2012), LK S-H (2012) und Preisindizes von DESTATIS (2012) kalkuliert.

untersuchten Betriebe überdurchschnittlich groß sind und folglich nicht als repräsentativ für Gesamtdeutschland gelten können (BMELV 2010). Zur Erfassung der Produktion der Betriebe werden sämtliche Naturalerträge angebauter Kulturen als GE aggregiert. Dabei werden Getreideerträge mit dem Faktor 1, Rapsenerträge mit dem Faktor 2,2, Silomaisenerträge (bei 32 % Trockensubstanzgehalt) mit dem Faktor 0,2 und Zuckerrübenenerträge (bei 16 % Zuckeranteil) mit dem Faktor 0,15 gewichtet. Die Erträge im Sample liegen durchschnittlich bei 63 734 dt GE was einem durchschnittlichen Ertragsniveau von 87 dt GE je Hektar entspricht. Auch hier zeigt ein Vergleich mit dem Bundesdurchschnitt von Ackerbaubetrieben (2009/10: 71 dt/ha (BMELV 2010)) das im Vergleich zum Sample deutlich höhere Ertragsniveau. Da die zeitliche Eingrenzung der landwirtschaftlichen Buchführung perioden- und nicht leistungsbezogen erfolgt und Inputs, die in Periode t eingesetzt werden, überwiegend¹⁵ den Erträgen in der Periode $t + 1$ zuzuordnen sind, werden die Erträge von Periode $t + 1$ der Periode t zugeordnet.

Tabelle 3.1: Deskriptive Statistik der 141 untersuchten Betriebe über die WJ 02/03 bis 09/10

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Vorleistungen [€]	482 928	407 297	41 938	2 822 870
Arbeitskräfte [AK]	3,9	3,2	0,3	22,9
Anlagevermögen [€]	695 306	644 582	3 108	4 574 523
Fläche [ha]	730	661	50	4 575
THG [CO ₂ -eq kg]	1 161 936	1 058 203	69 836	8 266 308
Ertrag [GE]	63 734	58 195	4 089	430 740
Bodenpunkte [BP]	48,5	7,3	32,0	75,0
Organische Düngung [% der Düngermenge]	21,7	19,1	0,0	79,5
Getreide [% in Fruchtfolge]	62,8	9,0	13,3	98,0
Zuckerrüben [% in Fruchtfolge]	3,6	4,8	0,0	34,6
Dienstleistungen [% der Vorleistungen]	4,7	4,1	0,0	22,2
Mechanisierung [PS je ha]	1,6	0,7	0,5	4,9

^aFür 43 Betriebe liegen Flächenangaben nur als ganzzahlige Dekahektar vor (z.B. 25*10 ha).

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3.2: Diesel- und Düngeraufwendungen der untersuchten 141 Marktfruchtbetrieben über die WJ 02/03 bis 09/10 sowie deren THG-Gewichtung

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum	CO ₂ e/Einheit
Diesel [l]	58 481	54 190	2 203	498 675	2,943
Stickstoff [N kg]	169 802	154 882	9 988	1 163 355	5,498
Phosphor [P ₂ O ₅ kg]	47 721	65 862	0	653 140	0,713
Kalium [K ₂ O]	48 746	49 899	0	412 566	0,456

Quelle: eigene Berechnungen, KALTSCHMITT und REINHARDT 1997, IPCC 1996, IPCC 2007

¹⁵ Ausnahmen hierbei könnten z.B. Fungizidmaßnahmen bei Zuckerrüben sein (vgl. KTBL 2014).

Zur Kalkulation der THG-Emissionen werden die Mengen an Stickstoff, Phosphor und Kalium sowie das Volumen an Dieselmotorkraftstoff berücksichtigt (Tabelle 3.2). Die CO₂e beziehen sich auf Primäremissionen des Produkts, d.h. innerhalb der hier angewendeten Systemgrenzen sind sämtliche Vorgänge, von der Exploration/Synthese über den Transport bis hin zum Verbrauchsort sowie der Verbrauch selbst berücksichtigt (vgl. KALTSCHMITT und REINHARDT 1997). Als THG-Emissionen werden die Mengen an CO₂, Methan und Lachgas berücksichtigt und zur Aggregation mit CO₂e nach IPCC (2007) gewichtet. Bei Stickstoff ist zusätzlich eine Lachgasemission in Höhe von 0,05 % der ausgebrachten Menge mit einkalkuliert, die laut IPCC (1996) nach der Düngung emittiert werden. Organische Düngermengen werden mit Opportunitätsemissionen anhand von mineralischen Düngern bewertet. Aus Tabelle 3.1 ist ersichtlich, dass die untersuchten Betriebe somit im Mittel knapp 1 162 t CO₂e verursachen.

Schließlich sind in Tabelle 3.1 die mit einbezogenen Variablen des TE-Modells dargestellt. Als Maßzahl für die Qualität der bewirtschafteten Fläche wird die Anzahl an Bodenpunkten (BP) berücksichtigt. Die Beobachtungen wirtschaften im Mittel auf Böden mit 49 BP. Wie die geringe Standardabweichung der BP nahelegt, sind die Standorte der Betriebe relativ homogen im Sample. Da die Art des Düngers und dessen Ausbringung direkten Einfluss auf die Umwelt ausübt, werden Anteile von Düngern in organischer Form im TE-Modell berücksichtigt. So werden im Mittel 21,7 % der Gesamtdüngermenge als organische Dünger ausgebracht. Um den Effekt einer Spezialisierung auf Getreideanbau von Betrieben zu testen, wird der Anteil an Getreide innerhalb der Fruchtfolge untersucht. Im Sample ist Getreide mit im Mittel 62,8 % in der Fruchtfolge vertreten. Da Zuckerrüben als ökonomisch besonders vorzügliches Fruchtfolgeglied gelten, wird deren Anbau ebenfalls im TE-Modell berücksichtigt. Im Sample beträgt der Anbau von Zuckerrüben durchschnittlich 3,6 %, wobei 563 Beobachtungen keine Zuckerrüben anbauen. Ferner wird im TE-Modell getestet, ob Betriebe, die vermehrt Arbeiten an z.B. Lohnunternehmer auslagern, effizienter sind. Dazu wird mit der Variablen Dienstleistung der Anteil an bezogenen Dienstleistungen und Maschinenmieten an den gesamten Vorleistungen berücksichtigt. Die Beobachtungen lagern durchschnittlich 5,2 % ihrer Vorleistungen aus. Schließlich wird die Mechanisierung der Betriebe auf deren Einfluss auf die Effizienz getestet. Im Sample werden Traktorleistungen von im Mittel 1,6 PS je Hektar eingesetzt.

3.4.2 Spezifikation des theoretischen Modells

Die in Kapitel 3.3 dargestellten Distanzfunktionen werden anhand einer Translog-Funktion in Gleichung (3.19) mit variablen Skalenerträgen, nicht-neutralem technischen Fortschritt sowie zeitlich veränderbarer Ineffizienz geschätzt (vgl. CHRISTENSEN et al. 1973):

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{Mnt} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^I \beta_i \ln x_{int}^* + 0.5 * \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^I \beta_{ij} \ln x_{int}^* \ln x_{jnt}^* + \beta_t t + \sum_{i=1}^I \beta_{ti} t \ln x_{int}^* \\
 & + \tau_{tP} t \ln w_{Pnt}^* + 0.5 * \beta_{tt} t^2 + \lambda_P \ln w_{Pnt}^* + 0.5 * \lambda_{PP} \ln w_{Pnt}^* \ln w_{Pnt}^* \\
 & + \sum_{i=1}^I \varphi_{Pi} \ln w_{Pnt}^* \ln x_{int}^* + u_{nt} + v_{nt}, \tag{3.19}
 \end{aligned}$$

mit $\ln w_{Pnt}^* = \ln w_{Pnt}$, $\ln x_{int}^* = \ln x_{int}$ für D^O , (3.20)

mit $\ln w_{Pnt}^* = \ln w_{Pnt} * \ln y_{Mnt}$, $\ln x_{int}^* = \ln x_{int} * \ln y_{Mnt}$ für D^E . (3.21)

Die Notation entspricht derjenigen in Kapitel 3.3. Die Inputs x_{int} stehen für Vorleistungen, Arbeit, Anlagevermögen und Ackerfläche, der Output y_{Mnt} für GE, der unerwünschte Output w_{Pnt} für THG-Emissionen und die Zeit wird mit Variable t berücksichtigt. Die In- und Outputs sind durch den jeweiligen Mittelwert dividiert. Die Zeitvariable ist um ihren Mittelwert adjustiert, sodass diese einen mittleren Wert von Null aufweist. Die Variablen des TE-Modells und eine Konstante werden als exogene Faktoren der Ineffizienz z_{rnt} im Term u_{nt} berücksichtigt. Es gilt $u_{nt} \sim N^+(\mu_{nt}, \sigma_u^2)$ und $v_{nt} \sim N(0, \sigma_v^2)$ sowie $\sigma_u^2 = \exp(\psi_0 + \sum_{i=1}^I \psi_i x_{int})$ und $\sigma_v^2 = \exp(\phi_0 + \sum_{i=1}^I \phi_i x_{int})$. Die Symmetrie der Kreuzeffekte der Inputs wird mittels $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ sichergestellt. Da nur ein erwünschter Output berücksichtigt wird, erfolgt für D^O kein weiterer Schritt zur Sicherstellung der Homogenität, wie Gleichung (3.20) zeigt. Hingegen ist in Gleichung (3.21) zu sehen, dass Homogenität für D^E durch die Multiplikation des Outputs mit den THG-Emissionen sowie die Multiplikation des Outputs mit den Inputs erzwungen wird. Der Term $\beta_t t + 0.5 * \beta_{tt} t^2$ erfasst den neutralen technischen Fortschritt, die Interaktionen der Zeitvariablen mit den Inputs bzw. den THG-Emissionen den nicht-neutralen technischen Fortschritt. Die Distanzfunktionen werden mittels des `sfcross`-Packages in Stata 12.0 geschätzt (STATACORP LP 2011, BELOTTI et al. 2013). Weitere Kalkulationen erfolgen mittels HENNINGSEN (2012), TURLACH und WEINGESSEL (2013) und R CORE TEAM (2012).

3.5 Ergebnisse

3.5.1 Tests zur Modellspezifizierung

Vor der Präsentation der Ergebnisse, wird die Analyse der Modellspezifikation erörtert. Dabei werden alternative Spezifikationen gegenüber dem in Kapitel 3.4.2 vorgestellten Modell mittels eines Likelihood-Ratio-Tests anhand einer χ^2 -Verteilung überprüft (GREENE 2012).

Wie die Log-Likelihood-Werte in Tabelle 3.3 zeigen, gilt für beide Distanzfunktionen, dass die in Kapitel 3.4.2 beschriebene Translog-Funktion den besten Modellfit leistet. So wird mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % die Vereinfachung der Distanzfunktion zu einer Cobb-Douglas-Funktion abgelehnt, ebenso wie eine Ignoranz des TE-Modells. Dass in den Betrieben keine Ineffizienz vorliegt und die Schätzung via OLS durchzuführen ist, wird ebenfalls abgewiesen. Da hierbei auch die Annahme von Homoskedastizität erfolgt, sei darauf hingewiesen, dass auch im Vergleich zu Modell (10) keine Ineffizienz auf 1 %-Niveau signifikant abgelehnt wird. Auch Vereinfachungen hinsichtlich des technischen Fortschritts sind signifikant abzulehnen. Wie aus Tabelle 3.3 ferner ersichtlich, führen konstante Skalenerträge zu keinem besseren Modellfit. Außerdem wird die Annahme von Homoskedastizität sowohl separat als auch gemeinsam für die Terme u_{nt} und v_{nt} abgelehnt.

Tabelle 3.3: Ergebnisse der Test auf verschiedene Modellspezifikationen

Spezifikation	D^O		D^E	
	Log-Likelihood	Chi-Square	Log-Likelihood	Chi-Square
(1) Translog (nach Kapitel 3.4.2)	961,2		1 772,4	
(2) Cobb-Douglas als Funktionsform ($\beta_{ij} = \beta_{ti} = \beta_{tt} = \tau_{tP} = \lambda_{PP} = \varphi_{PJ} = 0$)	929,1	64,3 ^a	1 738,6	67,5 ^a
(3) Translog ohne TE-Modell ($\delta_0 = 0; \delta_r = 0$)	890,5	141,4 ^a	1 702,3	140,1 ^a
(4) Translog ohne Effizienzterm ($\delta_0 = 0; \delta_r = 0; \psi_0 = 0; \psi_i = 0; \phi_0 = 0; \phi_i = 0$)	856,8	208,9 ^a	1 650,9	243,0 ^a
(5) Kein technischer Fortschritt ($\beta_t = \beta_{tt} = \beta_{ti} = \tau_{tP} = 0$)	906,8	108,9 ^a	1 722,4	99,9 ^a
(6) Kein nicht-neutraler technischer Fortschritt ($\beta_{ti} = \tau_{tP} = 0$)	954,7	13,0 ^b	1 765,1	14,6 ^b
(7) Konstante Skalenerträge ($\sum_{i=1}^I \beta_i = -1$ für D^O bzw. $\sum_{i=1}^I \beta_i = -0,5$ für D^E ; $\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^I \beta_{ij} + \sum_{i=1}^I \beta_{ti}t + \sum_{i=1}^I \varphi_{PJ} = 0$)	943,7	35,1 ^a	1 760,0	24,7 ^a
(8) Homoskedastizität in u_{nt} ($\psi_0 = 0; \psi_i = 0$)	955,4	11,7 ^b	1 752,4	40,0 ^a
(9) Homoskedastizität in v_{nt} ($\phi_0 = 0; \phi_i = 0$)	955,9	10,6 ^b	1 754,7	35,4 ^a
(10) Homoskedastizität in u_{nt} und v_{nt} ($\psi_0 = 0; \psi_i = 0; \phi_0 = 0; \phi_i = 0$)	948,8	24,9 ^a	1 746,9	50,9 ^a

^{a, b} signifikant auf 1 %/5 %-Level

Quelle: eigene Berechnungen

3.5.2 Schätzergebnisse der Distanzfunktionen

Tabelle 3.4 fasst die Ergebnisse der Schätzung zusammen. Die Spalten „Koeff.“ geben die Schätzergebnisse ohne die Implikation von Monotonie wieder. Der Verlauf der Distanzfunktionen am Mittelwert lässt sich anhand der Koeffizienten erster Ordnung beurteilen. Im Vergleich zu klassischen Produktionsfunktionen sind die Vorzeichen der Schätzer invers, da die zu schätzende latente Variable die Distanz zur Frontier ist. Von D^O und D^E sind 49 % der Schätzer auf mindestens 10 %-Niveau signifikant. Ein Grund für die relativ geringe Anzahl an signifikanten Schätzern kann eine hohe Substitutionselastizität zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital, die hier durch Arbeit, Vorleistungen und Anlagevermögen erfasst sind, sein. Die Spalte mit den korrigierten Koeffizienten gibt die Koeffizienten bzw. Schätzer unter Erzwingung von Monotonie wieder. Durch die Prozedur weisen bei D^O fünf Koeffizienten Veränderungen auf, die größer sind als zwei Standardfehler (Spalte „Diff./SE“) sind.

Wie erwartet weist der unerwünschte Output THG-Emissionen ein negatives Vorzeichen im Koeffizienten erster Ordnung auf, d.h. mit einer Zunahme der THG-Emissionen steigen die Werte der Distanzfunktionen. Die Koeffizienten der Schätzungen ohne Implikation von Monotonie zeigen, dass dieser Effekt signifikant für D^O und D^E ist. Auch für beide Distanzfunktionen signifikant sind die Inputs Vorleistungen und Fläche sowie die Zeitvariable. Im Falle von D^E beeinflusst ferner die Arbeit den Output signifikant. Auffallend ist, dass für den Input Anlagevermögen für beide Funktionen sowie für den Input Arbeit für D^O eine positive, wenn auch nicht signifikante, Elastizität am Mittelwert geschätzt wird. Wie die korrigierten Koeffizienten in Tabelle 3.4 verdeutlichen, weisen die genannten Schätzer nach Implikation von Monotonie negative Vorzeichen auf bzw. im Falle von Arbeit für D^O einen Wert von Null. Jedoch verdeutlicht ein Vergleich der korrigierten Koeffizienten mit den Koeffizienten ohne Implikation von Monotonie, dass die Inputs Arbeit und Anlagevermögen im Koeffizienten erster Ordnung nur einen geringfügigen Beitrag zum Output leisten, was durch die fehlender Signifikanz der Schätzer zusätzlich hervorgehoben wird. Durch die Anwendung der Prozedur von HENNINGSEN und HENNING (2009) wird die Annahme der Monotonie in allen Inputs wie auch in den THG-Emissionen erfüllt. Trotz des Ausschlusses der Zeitvariablen bei dieser Prozedur wird Monotonie der Zeitvariablen für alle bis auf 1 Beobachtungen in D^O erfüllt. Ferner sind für D^O alle Beobachtungen quasikonkav. Für D^E beträgt der Anteil quasikonkaver Beobachtungen 97,7 %.

Tabelle 3.4: Ergebnisse der Schätzung der Distanzfunktionen

Variable	D^O					D^E				
	Koeff.	SE	Korr. Koeff.	SE	Diff./SE	Koeff.	SE	Korr. Koeff.	SE	Diff./SE
β_0	-0,1071 ^a	0,0160	-0,1207		- 0,85	-0,0444 ^a	0,0059	-0,0456		- 0,20
$\beta_{\text{Vorleistungen}}$	-0,1137 ^b	0,0518	-0,1704		- 1,10	-0,1021 ^a	0,0215	-0,1115		- 0,44
β_{Arbeit}	0,0437	0,0290	0,0000		- 1,51	-0,0510 ^a	0,0146	-0,0421		- -0,61
β_{AV}	0,0128	0,0118	-0,0012		- 1,19	0,0047	0,0057	-0,0020		- 1,18
$\beta_{\text{Fläche}}$	-0,7872 ^a	0,0569	-0,7213		- -1,16	-0,3001 ^a	0,0237	-0,3003		- 0,01
β_{Zeit}	-0,0123 ^a	0,0017	-0,0141		- 1,06	-0,0053 ^a	0,0008	-0,0059		- 0,70
$\beta_{\text{Vorleistungen*Vorleistungen}}$	0,3986	0,2972	0,2357		- 0,55	0,0888	0,1430	0,1321		- -0,30
$\beta_{\text{Vorleistungen*Arbeit}}$	0,0135	0,1058	0,0000		- 0,13	0,0207	0,0536	0,0135		- 0,13
$\beta_{\text{Vorleistungen*AV}}$	-0,1225 ^b	0,0549	-0,0033		- -2,17	-0,0386	0,0262	-0,0022		- -1,39
$\beta_{\text{Vorleistungen*Fläche}}$	-0,5385 ^c	0,2847	-0,2228		- -1,11	-0,2217	0,1451	-0,1453		- -0,53
$\beta_{\text{Zeit*Vorleistungen}}$	-0,0194	0,0122	-0,0109		- -0,70	-0,0075	0,0059	-0,0063		- -0,20
$\beta_{\text{Arbeit*Arbeit}}$	-0,0187	0,0664	0,0000		- -0,28	0,0066	0,0369	0,0082		- -0,04
$\beta_{\text{Arbeit*AV}}$	0,0110	0,0268	0,0000		- 0,41	0,0057	0,0134	0,0001		- 0,41
$\beta_{\text{Arbeit*Fläche}}$	0,0624	0,1439	0,0000		- 0,43	0,0317	0,0727	-0,0206		- 0,72
$\beta_{\text{Zeit*Arbeit}}$	-0,0030	0,0063	0,0000		- -0,48	-0,0041	0,0032	-0,0024		- -0,54
$\beta_{\text{AV*AV}}$	-0,0025	0,0107	-0,0003		- -0,21	-0,0022	0,0055	-0,0003		- -0,35
$\beta_{\text{AV*Fläche}}$	0,0667	0,0624	0,0007		- 1,06	0,0279	0,0322	-0,0001		- 0,87
$\beta_{\text{Zeit*AV}}$	0,0023	0,0031	0,0000		- 0,75	0,0017	0,0015	0,0003		- 0,88
$\beta_{\text{Fläche*Fläche}}$	0,8929 ^a	0,3435	0,3633		- 1,54	0,3554 ^c	0,1898	0,2234		- 0,70
$\beta_{\text{Zeit*Fläche}}$	0,0277 ^b	0,0136	0,0174		- 0,76	0,0142 ^b	0,0071	0,0090		- 0,72
$\tau_{\text{Zeit*THGE}}$	-0,0054	0,0140	-0,0032		- -0,15	-0,0038	0,0073	-0,0003		- -0,48
$\beta_{\text{Zeit*Zeit}}$	0,0013	0,0016	0,0014		- -0,10	0,0002	0,0007	0,0002		- -0,01
λ_{THGE}	-0,1599 ^a	0,0371	-0,1296		- -0,82	-0,0711 ^a	0,0182	-0,0629		- -0,45
$\lambda_{\text{THGE*THGE}}$	-0,0262	0,3300	0,0738		- -0,30	0,0163	0,1717	0,0335		- -0,10
$\varphi_{\text{THGE*Vorleistungen}}$	0,4361 ^c	0,2508	0,0651		- 1,48	0,1938	0,1258	0,0282		- 1,32
$\varphi_{\text{THGE*Arbeit}}$	-0,0872	0,1430	0,0000		- -0,61	-0,0735	0,0725	-0,0061		- -0,93
$\varphi_{\text{THGE*AV}}$	0,0451	0,0664	0,0028		- 0,64	0,0091	0,0328	0,0025		- 0,20
$\varphi_{\text{THGE*Fläche}}$	-0,5010 ^c	0,2703	-0,1800		- -1,19	-0,1875	0,1408	-0,0689		- -0,84
δ_0	0,7425 ^a	0,1102	0,7433 ^a	0,0875	-0,01	0,3755 ^a	0,0511	0,3895 ^a	0,0506	-0,28
$\delta_{\text{Bodenpunkte}}$	-0,0100 ^a	0,0022	-0,0099 ^a	0,0018	-0,04	-0,0053 ^a	0,0010	-0,0054 ^a	0,0010	0,11
$\delta_{\text{Organische Düngung}}$	0,0014 ^a	0,0005	0,0010 ^b	0,0004	0,81	0,0007 ^a	0,0003	0,0007 ^a	0,0003	0,08
δ_{Getreide}	-0,0039 ^a	0,0010	-0,0036 ^a	0,0008	-0,35	-0,0020 ^a	0,0005	-0,0020 ^a	0,0005	0,04
$\delta_{\text{Zuckerrüben}}$	-0,0063 ^a	0,0021	-0,0063 ^a	0,0017	0,00	-0,0023 ^a	0,0010	-0,0028 ^a	0,0009	0,53
$\delta_{\text{Dienstleistung}}$	0,0046 ^a	0,0017	0,0038 ^b	0,0015	0,45	0,0031 ^a	0,0010	0,0025 ^a	0,0009	0,63
$\delta_{\text{Mechanisierung}}$	-0,0042	0,0145	0,0057	0,0120	-0,69	-0,0137	0,0090	-0,0137	0,0085	0,00
ψ_0	-4,4672 ^a	0,2512	-4,3828 ^a	0,1714	-0,34	-5,8683 ^a	0,2282	-5,9207 ^a	0,2191	0,23
$\psi_{\text{Vorleistungen}}$	-0,0384	0,9548	1,3896 ^b	0,6170	-1,50	1,8486 ^b	0,9105	2,5005 ^a	0,6003	-0,72
ψ_{Arbeit}	-1,3758 ^b	0,5481	-0,2128	0,3012	-2,12	1,7173 ^a	0,5602	1,5247 ^a	0,3769	0,34
ψ_{AV}	-0,4281 ^b	0,1723	-0,3808 ^a	0,1418	-0,27	-0,2795	0,2034	-0,2279	0,1448	-0,25
$\psi_{\text{Fläche}}$	1,4618	0,9072	-0,6940	0,5226	2,38	-2,2004 ^a	0,8257	-2,7408 ^a	0,5828	0,65
ϕ_0	-5,1972 ^a	0,1662	-5,3283 ^a	0,1725	0,79	-6,6412 ^a	0,1364	-6,5959 ^a	0,1297	-0,33
$\phi_{\text{Vorleistungen}}$	-1,3984	0,9009	-3,0991 ^a	0,8401	1,89	-1,9988 ^a	0,6315	-2,2296 ^a	0,5510	0,37
ϕ_{Arbeit}	1,0343 ^c	0,5516	-0,1618	0,4915	2,17	-1,4173 ^a	0,3676	-1,2321 ^a	0,3089	-0,50
ϕ_{AV}	-0,0742	0,1869	-0,0507	0,1925	-0,13	-0,1470	0,1403	-0,1507	0,1322	0,03
$\phi_{\text{Fläche}}$	0,8257	0,8002	3,1790 ^a	0,7634	-2,94	2,9811 ^a	0,6688	3,0126 ^a	0,5617	-0,05
α_0			0,0011	0,0135				-0,0008	0,0048	
$\alpha_{\text{In}\bar{y}}$			1,0084 ^a	0,0077				0,9994 ^a	0,0027	
$E[\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2)]$	72,9 %		75,2 %			65,9 %		64,1 %		
Monotonie										
Inputs			100,0 %					100,0 %		
Zeit			99,9 %					100,0 %		
THGE			100,0 %					100,0 %		
Quasikonkavität			100,0 %					97,7 %		

^{a, b, c} signifikant auf 1 %/5 %/10 %-Level; Koeff.=Koeffizient, SE= Standardfehler, Korr. Koeff.= korrigierter Koeffizient, Diff.=Differenz, AV=Anlagevermögen, THGE=THG-Emissionen

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3.5: Partielle Elastizitäten der Distanzfunktionen

Variable	D^O		D^E	
	Elastizität	Standardabweichung	Elastizität	Standardabweichung
Vorleistungen	-0,1845	0,0622	-0,1228	0,0417
Arbeit	0,0000	0,0000	-0,0371	0,0132
Anlagevermögen	-0,0013	0,0005	-0,0021	0,0010
Fläche	-0,7200	0,0590	-0,3014	0,0336
Zeit	-0,0160	0,0057	-0,0067	0,0020

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3.5 gibt die Elastizitäten der Inputs sowie der Zeitvariablen auf Basis der korrigierten Koeffizienten wieder. Es ist deutlich zu sehen, dass der Input Fläche für D^O und D^E die höchste partielle Elastizität aufweist und somit der bedeutendste Input ist, wie für Marktfruchtbetriebe auch zu erwarten ist. Mit Abstand folgt die partielle Elastizität des Inputs Vorleistungen. Für beide Funktionen weist das Anlagevermögen eine nur marginale partielle Elastizität auf, sodass dieser Input nur einen begrenzten Einfluss auf die Produktion hat. Die Implikation der Monotonie bei D^O hat für die partielle Elastizität der Arbeit eine Reduktion auf Null zur Folge. Im Gegensatz dazu ist die partielle Elastizität für Arbeit im Falle von D^E zwischen den Inputs Vorleistungen und Anlagevermögen einzuordnen, bewegt sich jedoch absolut auf einem geringen Niveau. Außerdem beträgt der marginale Effekt jedes Jahres 1,6 % (D^O) bzw. 0,7 % (D^E), worauf in Kapitel 3.5.4 näher eingegangen wird. Für einen Vergleich mit der Literatur eignet sich vorwiegend die Distanzfunktion D^O , wofür entsprechend die Vorzeichen der Elastizitäten in Tabelle 3.5 wechseln. So eruieren TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2013) für konventionelle Marktfruchtbetriebe deutlich höhere Elastizitäten für Vorleistungen (0,84), Arbeit (0,29) und Kapital (0,11). Indessen wird für Boden eine Outputelastizität von 0,08 festgestellt. ZHU und OUDE LANSINK (2010) ermitteln für Marktfruchtbetriebe Elastizitäten von 0,61 für Boden, von 0,04 für Kapital und eine negative Elastizität für Arbeit in Höhe von -0,01. Wie der Vergleich zeigt, weist vorliegende Studie eine hohe Elastizität für den Faktor Boden auf. Dies kann zum einen an der Messung des Outputs in GE liegen, da etwaige Kompensationseffekte durch hohe (niedrige) Preise bei niedrigem (hohem) Ertrag nicht berücksichtigt werden. Zum anderen ist es durchaus plausibel, dass gerade Boden als Faktor maßgeblich für den Output von Marktfruchtbetrieben ist. Zu den zitierten Studien ist zu beachten, dass die Betriebsgrößen im Mittel deutlich geringer sind (TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN: 86 ha; ZHU und OUDE LANSINK: 163 ha), was ein Grund für divergierende Elastizitäten sein kann. Wie aus Tabelle 3.5 nachzuvollziehen ist, beträgt die Summe der Inputelastizitäten für D^O -0,91 und für D^E -0,46. Somit existieren im Mittel für beide Distanzfunktionen

nen abnehmende Skalenerträge. Zur Erreichung der höchsten Produktivität müsste demnach der Einsatz aller Inputs reduziert werden, was eine unterproportionale Verringerung der Outputs zur Folge hätte.

3.5.3 Umwelteffizienz und Schattenpreis der THG-Emissionen

Wie aus dem Term des Erwartungswerts des Anteils der Varianz der Ineffizienz an der Gesamtvarianz $E[\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)]$ in Tabelle 3.4 zu entnehmen ist, werden Abweichungen zur Frontier zu deutlich mehr als der Hälfte von Ineffizienzen verursacht. Die Ergebnisse des TE-Models zeigen, dass die Anzahl an Bodenpunkten einen negativen Einfluss auf die Ineffizienz aufweist, d.h. Betriebe auf höherwertigen Standorten wirtschaften effizienter. Ferner gilt, dass mit zunehmendem Anteil an organischem Dünger die Ineffizienz der Betriebe steigt. Ursachen für den negativen Einfluss können Kompromisse organischer Düngung hinsichtlich des Ausbringzeitpunktes, eine heterogene Verfügbarkeit sowie eine mangelhafte Ausbringtechnik im Vergleich zu mineralischen Dünger sein. Ferner ist insbesondere bei als Nitrat vorliegendem Stickstoff das Speichervermögen im Boden eingeschränkt, was oben genannte Gründe schwerer wiegen lässt (vgl. SMITH und CHAMBERS 1993). Eine Ausweitung von Getreide innerhalb der Fruchtfolge und somit eine einhergehende Spezialisierung auf Getreideanbau beeinflusst die Effizienz positiv. So können selbst relativ große Betriebe, wie sie hier untersucht werden, durch eine konsequente Spezialisierung effizienter produzieren. Mögliche Gründe sind z.B. den dadurch bedingten lohnenden Einsatz größerer Spezialmaschinen oder von Investitionen in die Logistik. Dieses Ergebnis steht keineswegs konträr zu den oben festgestellten abnehmenden Skalenerträgen, da eine Verringerung der Skalengröße mit einer Getreidespezialisierung durchaus einhergehen kann. Die Ergebnisse sind insofern einzuschränken, als dass der Wertebereich des Getreideanteils zwischen dem 5 %- und dem 95 %-Quantil von 49 % bis 77 % reicht. Zu erwartende negative Fruchtfolgeeffekte bei einer weiteren Expansion des Getreideanteils sind somit nicht erfasst und bedürfen einer detaillierteren Modellierung als durch einen linearen Term. Auch einen positiven Einfluss auf die Effizienz weist ein höherer Anbauanteil an Zuckerrüben auf ($q_{5,95}=[0\%,14\%]$). Dies steht nicht im Widerspruch zu den eruierten Ergebnissen bezüglich des Getreideanbaus. Vielmehr ist daraus zu folgern, dass ein weiterer Ausbau von Fruchtfolgegliedern, die entweder oben genannte Synergieeffekte erwarten lassen (Getreide) oder bezüglich der GE besonders wettbewerbsfähig sind (Zuckerrüben), der Effizienz der Betriebe förderlich sind. Ferner können durch den Anbau von Zuckerrüben Arbeitsspitzen gebrochen werden, was einen positiven Effekt auf die Effizienz der Betriebe erklären kann. Das TE-Model zeigt, dass Betriebe, die vermehrt Dienstleistungen und Maschinen extern be-

ziehen, ineffizienter sind. Gründe hierfür können z.B. zunehmende Terminkosten durch Verzögerungen beim Bezug von Dienstleistungen sein und/oder mangelnde Einarbeitung und Erfahrung im Umgang mit gemieteten Maschinen. Für den letzten im TE-Modell berücksichtigten Faktor der Mechanisierung besteht kein signifikanter Einfluss auf die Ineffizienz.

Neben dem Einfluss exogener Variablen, stellt Tabelle 3.4 auch den Einfluss der Inputhöhe auf die Effizienz dar. So führt für D^E ein vermehrter Einsatz von Vorleistungen zu einer höheren Ineffizienz. Folglich ist naheliegend, dass die Beobachtungen die optimale Intensität an Vorleistungen bereits überschritten haben (vgl. TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN 2013). Im Falle des Inputs Arbeit widersprechen sich die Ergebnisse von D^O und D^E . Für D^O wirkt ein steigender Einsatz von Arbeit positiv auf die Effizienz, für D^E negativ. Ein Erklärungsansatz ist, dass ein zunehmender Einsatz von Arbeit die Auswirkungen eines Ausfalls einer Arbeitskraft abschwächt. Andererseits führt ein zunehmender Einsatz von Arbeitskräften zu einer Zunahme von Fremd- bzw. Saisonarbeitskräften, welche geringer qualifiziert und motiviert sein können als Familienarbeitskräfte. Im Gegensatz dazu zeigt sich ein eindeutiger Effekt für den Input Anlagevermögen bei D^O . Ein steigender Einsatz von Anlagevermögen steigert die Effizienz. Eine Ursache hierfür ist, dass die Betriebe noch nicht ausreichend Kapital intensiv wirtschaften. Der zusätzliche Einsatz an Kapital (z.B. in technische Ausstattung) würde somit durch den Zugewinn an Effizienz überkompensiert werden. Des Weiteren ist in D^E ein zunehmender Einsatz an Fläche Effizienz steigernd. Ein Erklärungsansatz hierfür ist, dass eine hohe Spezialisierung der Produktion und ein damit einhergehender Gewinn an Effizienz größeren Betrieben vorbehalten ist. Für diesbezügliche Ergebnissen von TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2013) finden sich lediglich für den Input Vorleistungen übereinstimmende Ergebnisse.

In Bezug auf den Einfluss der Inputmenge auf das Risiko zeigen die Ergebnisse für D^E , dass ein zunehmender Einsatz an Vorleistungen Risiko mindernd wirkt. So ist denkbar, dass durch einen zunehmenden Einsatz von Dünger und Pflanzenschutzmitteln oder die Verwendung von höherwertigem Saatgut die Variabilität der Produktion senkt (vgl. TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN 2013). Für den Input Arbeit sind die Ergebnisse von D^O und D^E erneut konträr: Für D^O steigert ein zunehmender Einsatz an Arbeit die Variabilität der Produktion, für D^E sinkt die Variabilität der Produktion mit zunehmendem Einsatz von Arbeit. Anhand dieses Ergebnisses wird der Zusammenhang zwischen Effizienz und Risiko exemplarisch verdeutlicht: Für D^O bewirkt ein zunehmender Einsatz an Arbeit eine Steigerung der Effizienz und des Risikos. Für D^E ist der geschilderte Sachverhalt invers. So geht für das Beispiel eines erhöhten Einsatz-

zes an Arbeit (und an Vorleistungen für D^E) eine höhere Effizienz der Betriebe mit einer höheren Risikoexposition der Betriebe einher bzw. eine niedrigere Effizienz mit einer geringeren Risikoexposition (vgl. TIEDEMANN et al. 2011). Als Grund für eine Risiko steigernde Wirkung von vermehrtem Einsatz an Arbeit kommt der damit verbundene Einsatz von Saisonarbeitskräften oder ungelernten Arbeitskräften in Betracht. Dem hingegen ist möglich, dass ein vermehrtem Arbeitseinsatz durch die Brechung von Arbeitsspitzen eine Risiko reduzierende Wirkung besitzt (GARDEBROEK et al. 2010). Schließlich ist in D^E mit einem zunehmenden Einsatz an Fläche eine Zunahme des Risikos der Produktion festzustellen. TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2013) führen hierzu aus, dass größeren Betrieben die Erledigung von an enge Zeitfenster gekoppelten Arbeiten nicht immer termingerecht gelingt. Auch für den Input Fläche im Falle von D^E gilt der zuvor beschriebene Zusammenhang zwischen Effizienz und Risiko.

Tabelle 3.6: Effizienz der Betriebe und Schattenpreis der THG-Emissionen

	€/dt GE	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
D^O : Effizienz	-	88,37 %	6,78 %	58,51 %	98,38 %
D^O : MRT	-	0,00036	0,00019	0,00000	0,00134
	10,00	3,56	1,94	0,00	13,36
D^O : Schattenpreise [€/t CO _{2e}]	15,00	5,34	2,91	0,00	20,04
	20,00	7,12	3,88	0,00	26,72
D^E : Effizienz	-	95,58 %	3,46 %	77,21 %	99,72 %
D^E : MRT	-	0,00017	0,00010	0,00000	0,00064
	10,00	1,71	0,97	0,00	6,42
D^E : Schattenpreise [€/t CO _{2e}]	15,00	2,56	1,45	0,00	9,62
	20,00	3,41	1,93	0,00	12,83

MRT=Marginale Rate der Transformation

Quelle: eigene Berechnungen

Die Effizienz der Betriebe ist in Tabelle 3.6 dargestellt. Im Falle von D^O können ceteris paribus (c.p.) die Betriebe im Mittel den Output um rund 13,2 % ($1/0,8837$) steigern. Das Intervall der Effizienzwerte reicht von 58,5 % bis 98,4 %. In einer vergleichenden Einordnung reiht sich der auf Basis von D^O ermittelte Effizienzwert zwischen den von TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2013) und ZHU und OUDE LANSINK (2011) festgestellten Effizienzwerten von 93,5 % bzw. 64,4 % ein. Anhand von D^E ergibt sich ein durchschnittliches Einsparpotential an Inputs und an THG-Emissionen von 4,4 % bei einem gleichzeitig möglichem Steigerungspotential des Outputs in Höhe von 4,6 %. Die Spanne der Effizienzwerte ist hierbei geringer als bei D^O , das Minimum liegt bei 77,2 % und das Maximum bei 99,7 %. Die Werte

der Standardabweichung zeigen eine relativ geringe Streuung der Effizienzwerte für D^O und D^E . Die Unterschiede der Effizienzwerte zwischen D^O und D^E liegen in der Tatsache begründet, dass D^E einen direkteren Weg zur Frontier ermöglicht und die Ineffizienz nicht nur durch Verbesserungen in der erwünschten Outputdimension getilgt werden muss. Insgesamt befinden sich die untersuchten Betriebe auf einem relativ hohen Niveau der Effizienz und es besteht ein relativ geringes Potential, durch Eliminierung von Ineffizienz THG-Emissionen einzusparen. Dennoch ist der Effekt nicht unbedeutend: Betragen die relativen THG-Emissionen im Status Quo bei einem durchschnittlichen Betrieb rund 18,2 kg CO₂e/dt GE so würde im Falle von D^O und D^E dieser Wert bei einer effizienten Produktion eines Durchschnittsbetriebes auf rund 16,1 kg CO₂e/dt GE bzw. 16,7 kg CO₂e/dt GE oder jeweils um 11,6 % bzw. 8,6 % zurückgehen.

Soll über eine effiziente Produktion hinaus das Niveau an THG-Emissionen verringert werden, so ist dies nicht ohne eine Einschränkung der Produktion des erwünschten Outputs GE möglich. In wie weit die Produktion von GE hierfür eingeschränkt werden muss, gibt die marginale Rate der Transformation (MRT) in Tabelle 3.6 wieder. Für D^O beträgt der mittlere Wert 0,00036, d.h. für eine Einsparung von einem Kilogramm CO₂e muss auf die Produktion von 0,00036 dt GE verzichtet werden. Der entsprechende Wert für D^E liegt bei 0,00017. Bei der Berechnung der Schattenpreise der THG-Emissionen erfolgt eine Parametrisierung der Preise für GE von 10 bis 20 €/dt GE, was in etwa die Preisspannen der im Output berücksichtigten Marktfrüchte entsprechend den Gewichtungsfaktoren für den beobachteten Zeitraum widerspiegelt. Ferner sind die Schattenpreise in Tabelle 3.6 auf eine Tonne CO₂e skaliert. Der Schattenpreis bewegt sich im Falle von D^O im Mittel zwischen 3,56 und 7,12 €/t CO₂e. Für D^E liegt der Schattenpreis im Durchschnitt in dem Intervall von 1,71 bis 3,41 €/t CO₂e. Da die Schattenpreise von Parametern der Frontier abgeleitet sind, gelten sie für effiziente Betriebe bzw. Projektionen ineffizienter Betriebe auf die Frontier. Der Schattenpreis entspricht c.p. dem Grenzerlös einer marginalen THG-Emission. Eine marginale Reduktion der THG-Emissionen verursacht demnach c.p. Opportunitätskosten in Höhe der Schattenpreise, da die Produktion des erwünschten Outputs entsprechend zurückgeht. Mit zunehmenden Einsparungen an THG-Emissionen ist ein steigender Verlauf der Opportunitätskosten anzunehmen. Eine alternative Interpretation der Schattenpreise ergibt sich anhand einer hypothetischen Ausgabe von CO₂-Zertifikaten an die untersuchten Betriebe und eine entsprechende Einbindung in einen Handel von Zertifikaten. Der Wert der ausgegebenen Zertifikate entspräche im Status Quo an THG-Emissionen den Schattenpreisen. Eine entsprechende Einsparung an THG-Emissionen würde sich ergeben, sobald die Preise für CO₂-Zertifikate größer den Schatten-

preisen sind. Wie ferner aus Tabelle 3.6 zu entnehmen ist, ist der Preis der THG-Emissionen höher, wenn der Preis für GE höher ist. Da keine tatsächlichen Preise der einzelnen WJ für GE berücksichtigt werden, können jedoch die entsprechenden Preisänderungen der THG-Emissionen durch Preisänderungen der GE kompensiert oder verstärkt werden.

Die unterschiedlichen Zeithorizonte von D^O und D^E spiegeln sich auch bei den Schattenpreisen wider. So berücksichtigt D^E durch den eher mittel- bis langfristigen Horizont umfangreichere Anpassungsmöglichkeiten im Vergleich zu D^O , sodass die Schattenpreise bei D^E in etwa die Hälfte betragen wie bei D^O . Außerdem sind die Schattenpreise beider Distanzfunktionen zeitweise mit der Höhe der Preise für CO₂-Zertifikate im europäischen Emissionshandelssystem vergleichbar, was eine gewisse, wenn auch nur hypothetische, Wettbewerbsfähigkeit der untersuchten Marktfruchtbetriebe bezüglich CO₂-Zertifikaten anzeigt. Die Minima der Schattenpreise zeigen, dass einige Beobachtungen anfangs ohne Einschränkung des erwünschten Outputs THG-Emissionen verringern könnten. Zum Vergleich der hier ermittelten Schattenpreise kalkulieren DE CARA und JAYET (2011) Kosten von 32 bis 42 €/t CO₂e bezüglich eines 10 %-Reduktionsziels der Landwirtschaft in der EU. VERMONT und DE CARA (2010) ermitteln in ihrer Meta-Studie, in der lediglich Methan und Lachgas als THG-Emissionen berücksichtigt werden, mittlere Kosten von 69,62 €/t CO₂e. Hierbei werden im Mittel 11 % der Emissionen eingespart. Zu den zitierten Studien ist anzumerken, dass diese Grenzverluste der THG-Einsparung in Abhängigkeit der eingesparten Menge eruiert sowie abweichende methodische Designs verwenden. Nichtsdestotrotz sind die Ergebnisse insoweit kongruent, als dass entsprechend höhere Schattenpreise für THG-Emissionen als in Tabelle 3.6 c.p. zu einer Reduktion der THG-Emissionen führen.

3.5.4 Schattenpreise und Veränderungen der totalen Faktorproduktivität

Tabelle 3.7 stellt den Verlauf der Schattenpreise für D^O und D^E im Zeitablauf unter Annahme eines Preises für GE von 15 €/dt dar. Wie Tabelle 3.7 und ein t-Test der jährlichen Preisdifferenzen zeigen¹⁶, nehmen die Schattenpreise im Zeitablauf in der Tendenz zu. Steigende Schattenpreise lassen darauf schließen, dass auch die MRT im Zeitablauf steigt. Unter Berücksichtigung der tendenziell steigenden Preise für Agrarprodukte im beobachteten Zeitraum ist zu vermuten, dass der Trend steigender Schattenpreise tatsächlich noch deutlicher vorhanden ist als hier dargestellt.

¹⁶ Der Mittelwert der Differenzen der Schattenpreise $(p_{t+1,n}^{THG} - p_{t,n}^{THG}) \forall t = 1, \dots, T-1, n$ ist nach einem einseitigen t-Test für D^O auf 1 % Signifikanzniveau und für D^E auf 10 % Signifikanzniveau positiv.

Tabelle 3.7: Schattenpreise im Zeitablauf ($p^{GE}=15 \text{ €}$)

Distanzfunktion	02/03	03/04	04/05	05/06	06/07	07/08	08/09	09/10
D^O [€/t CO ₂ e]	3,83	5,74	5,33	5,28	4,55	6,01	6,56	5,40
Standardabweichung	2,36	3,24	2,76	2,61	2,55	3,26	3,05	2,49
D^E [€/t CO ₂ e]	1,97	2,94	2,66	2,53	2,11	2,83	3,05	2,40
Standardabweichung	1,20	1,67	1,39	1,31	1,25	1,60	1,52	1,23

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 3.8 gibt die Änderungen der totalen Faktorproduktivität im Beobachtungszeitraum wieder. Die mittlere jährliche Steigerung der TFPC beträgt 1,3 % (D^O) bzw. 0,6 % (D^E). Hauptsächlicher Treiber hierfür ist technischer Fortschritt, der mit 1,6 % p.a. bei D^O bzw. 0,7 % p.a. bei D^E nicht nur den größten Teil zur jährlichen Produktivitätsentwicklung beiträgt, sondern auch über alle Jahre hinweg positiv ist. Wie die Interaktionsterme der Inputs Vorleistungen und Fläche mit der Zeit in Tabelle 3.4 zeigen, ist der beobachtete technische Fortschritt tendenziell (10 % Signifikanzniveau) vorleistungssparend sowie mit einem Signifikanzniveau von 5 % flächenintensiv. Effizienzverbesserungen relativ zur Frontier sind nur in marginalem Umfang für mittlere Produktivitätsveränderungen relevant. Für D^O wird dadurch ein leichter Rückgang der Produktivität für D^E eine unbedeutende Steigerung der Produktivität verursacht. Veränderungen der Skalengröße tragen zu einer negativen Entwicklung der Produktivität bei, bewegen sich mit -0,2 % p.a. für D^O und -0,1 % p.a. für D^E allerdings auf relativ geringem Niveau. Auffallend ist der Zusammenhang der TFPC mit dem Verlauf der Schattenpreise in Tabelle 7. So ist naheliegend, dass sich Verbesserungen in der Produktivität in vorliegendem Modell auch auf eine Erhöhung der MRT und somit des Schattenpreises auswirken. Hierbei spielt auch der tendenziell vorleistungssparende technische Fortschritt eine Rolle, der auf Grund der Kalkulation der Emissionen aus den Vorleistungen direkt emissionsparend wirkt.

Tabelle 3.8: Veränderung der totalen Faktorproduktivität

	02/03- 03/04	03/04- 04/05	04/05- 05/06	05/06- 06/07	06/07- 07/08	07/08- 08/09	08/09- 09/10	Total 02/03-09/10	Mittleres Wachs- tum p.a.
<i>D^O</i>									
TFPC	8,53 %	-0,76 %	-2,25 %	-5,75 %	10,55 %	3,97 %	-5,31 %	8,97 %	1,28 %
EC	6,61 %	-2,21 %	-3,77 %	-7,23 %	9,16 %	2,88 %	-6,27 %	-0,83 %	-0,12 %
TC	2,07 %	1,92 %	1,76 %	1,57 %	1,44 %	1,32 %	1,13 %	11,21 %	1,60 %
SC	-0,15 %	-0,47 %	-0,25 %	-0,09 %	-0,05 %	-0,23 %	-0,17 %	-1,40 %	-0,20 %
<i>D^E</i>									
TFPC	3,40 %	-0,48 %	-0,39 %	-1,96 %	3,74 %	1,41 %	-1,31 %	4,42 %	0,63 %
EC	2,71 %	-0,98 %	-1,00 %	-2,58 %	3,13 %	0,87 %	-1,81 %	0,32 %	0,05 %
TC	0,74 %	0,72 %	0,69 %	0,65 %	0,65 %	0,64 %	0,59 %	4,67 %	0,67 %
SC	-0,05 %	-0,21 %	-0,07 %	-0,03 %	-0,03 %	-0,09 %	-0,08 %	-0,56 %	-0,08 %

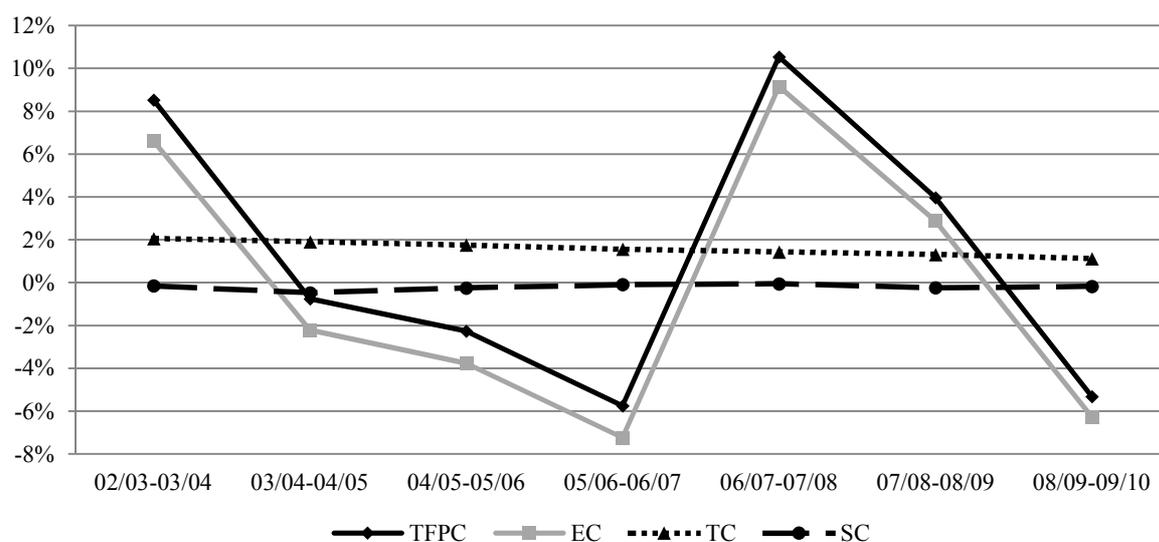
Quelle: eigene Berechnung

Andere Studien Produktivitätsentwicklung von Marktfruchtbetrieben in Deutschland haben teilweise ähnliche Ergebnisse. So ermitteln ZHU und OUDE LANSINK (2010) für die Periode 1994-2004 einen jährlichen Wert für technischen Fortschritt in Höhe von 1,6 %, der entsprechende Wert für Effizienzveränderungen liegt bei 0,1 %. Ferner stellen ZHU und OUDE LANSINK (2010) eine leicht negative Tendenz des Skalenertragsverhaltens der Betriebe fest. TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2011) eruieren für konventionelle Marktfruchtbetriebe ein jährliches Wachstum der Produktivität in Höhe von 0,5 % im Zeitraum 1999/2000 bis 2006/07. Die jährliche Veränderung der Effizienz beträgt 0,3 %, der technische Fortschritt - 0,04 % p.a. und der Einfluss der Veränderung von Skalenerträgen¹⁷ auf die Produktivität beträgt 0,2 % p.a.. Wie der Vergleich zu TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2011) zeigt, sind die Wachstumsraten des technischen Fortschritts im hier untersuchten Sample höher. So ist es plausibel, dass die im Mittel größeren Betriebe vorliegender Studie eher die Möglichkeit aufweisen, Innovationen anzuschaffen und rentabel in ihrem Betrieb einzusetzen bzw. diese überhaupt zu finanzieren. In Bezug auf Effizienzverbesserungen weisen vorliegende Ergebnisse geringere Raten als die zum Vergleich herangezogenen Studien auf. Da der Grenzaufwand zur Verbesserung der Effizienz steigt, kann das relativ hohe Niveau an Effizienz der hier untersuchten Betriebe das Aufholen der als ineffizient geltenden Betriebe erschweren. So liegt es nahe, dass eine Effizienzverbesserung von z.B. 98 % auf 99 % nicht nur durch eine alleinige Verbesserung von Produktionsprozessen erzielt wird, sondern vielmehr durch Ände-

¹⁷ Für den Vergleich zum hier verwendeten Index SC werden die nicht logarithmierten Indizes SEC (1,0043) und STC (0,9975) von TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2011) miteinander multipliziert, wobei das Produkt der Indizes nicht exakt mit dem Index SC übereinstimmen, jedoch vergleichbar sind (OREA 2002, ZOFIO 2007).

rungen von Faktoren wie Mitarbeitermotivation und Betriebsleiterpersönlichkeit sowie unter einer Inkaufnahme einer höheren Risikoexposition (vgl. TIEDEMANN et al. 2011). Der positive Skaleneffekt der Studie von TIEDEMANN und LATACZ-LOHMANN (2011) legt nahe, dass die dort untersuchten kleineren Betriebe, die im Bereich zunehmender Skalenerträge wirtschaften, durch betriebliches Wachstum die Produktivität zusätzlich steigern können. Im Gegensatz dazu liegt in vorliegender Analyse ein im Mittel negativer Einfluss durch die Änderungen der Skalengröße auf die Produktivitätsentwicklung vor. Da lediglich 4 bzw. 42 Beobachtungen für D^O bzw. D^E im Bereich zunehmender Skalenerträge liegen, erklärt sich der im Durchschnitt negative Skaleneffekt SC durch Wachstum von Betrieben, die bereits im Bereich abnehmender Skalenerträge sind. So können diese Betriebe auf Grund der Erhöhung ihrer Inputs und den dadurch bedingten negativen Skaleneffekt, am gesamten Produktivitätsfortschritt nur eingeschränkt und nicht im vollen Umfang partizipieren.

Abbildung 3.1: Totale Faktorproduktivität und deren Komponenten im Zeitablauf (D^O)



Quelle: eigene Darstellung

Zur Illustration der jährlichen Raten des TFPC und dessen Komponenten ist exemplarisch für beide Distanzfunktionen D^O dargestellt. Da sich der Verlauf der Indizes zwischen D^O und D^E stark ähneln, wird auf die Darstellung von D^E verzichtet. In Abbildung 3.1 ist deutlich zu sehen, dass der Index EC für die Volatilität der TFPC hauptverantwortlich ist. Trotz der relativ engen geografischen Eingrenzung des Samples und der Berücksichtigung von stochastischen Einflüssen ist es durchaus möglich, dass durch unterschiedliche Umweltbedingungen (z.B.

Aussaatbedingungen, phytosanitärer Infektionsdruck, etc.) einzelne Betriebe in einzelnen Jahren besonders viel an Effizienz aufholen können bzw. besonders stark zurückgeworfen werden. Ferner führt beispielsweise der Kostenvorteil einer günstigeren Stickstoffdüngung (Harnstoff vs. Kalkammonsalpeter) nicht in jedem Jahr zu einer Effizienzverbesserung, da evtl. eine geringere Effektivität des Düngers (in Abhängigkeit der Witterung) mögliche Effizienzvorteile (durch Kostenersparnis) vollständig tilgt oder gar Effizienzeinbußen nach sich zieht. In Abbildung 3.1 weiter zu erkennen ist eine abnehmende Rate des technischen Fortschritts. So geht das jährliche Wachstum von Beginn des Untersuchungszeitraums bis hin zu dessen Ende deutlich zurück. Die von LIN und HUYBERS (2012) konstatierte Stagnation der Ertragsentwicklung spiegelt sich auch hier wider, wenngleich dies nur ein Grund für die abnehmende Rate des technischen Fortschritts ist. Da der erwünschte Output als Naturalertrag berücksichtigt wird, kann die Abnahme des technischen Fortschritts jedoch höher ausfallen, als wenn z.B. zusätzlich Umweltdienstleistungen der Landwirtschaft im Output berücksichtigt wären. Schließlich ist in Abbildung 3.1 der Index SC zu sehen, der nur geringfügig schwankt, jedoch konsequent im negativen Wertebereich ist.

3.6 Diskussion

Bei Reflektion des Untersuchungsdesigns fällt auf, dass sich der erwünschte Output lediglich aus der Aggregation von Naturalerträgen ohne Berücksichtigung von Preisen zusammensetzt und somit die relative Vorzüglichkeit einzelner Kulturen fix ist. Trotz der relativ hohen Korrelation der Preise von den im Sample hauptsächlich angebauten Kulturen Getreide und Raps kann das hier unterstellte Gewinn maximierende Verhalten der Landwirte verzerrt modelliert sein. Ferner werden Kompensationseffekte von z.B. niedrigeren Erträgen durch höhere Preise ignoriert. Dennoch birgt nur die Naturalerfassung des Outputs die Möglichkeit, die zur Ermittlung des Schattenpreises notwendige technische Transformationsrate zwischen GE und THG-Emissionen zu eruieren. Weiterer Vorteil ist, dass Preise von GE leicht parametrisiert werden können, um verschiedenen Preisszenarien zu simulieren.

Bei der Bewertung Inputs anzumerken ist, dass innerhalb der THG-Emissionen lediglich Dünger und Diesel berücksichtigt sind. Wie jedoch die Studien von MEISTERLING et al. (2009) und REINHARDT (1993) zeigen, sind die gesamten variablen THG-Emissionen für den Anbau von Weizen bzw. Raps zu über 90 % diesen Inputs zuzuordnen¹⁸. Eine zusätzliche

¹⁸ In der Studie von MEISTERLING et al. (2009) sind keine Gebäude und kein Saatgut berücksichtigt, in der Studie von REINHARDT (1993) keine Gebäude und kein Maschinenbestand.

Berücksichtigung der THG-Emissionen anderer variabler Inputs hätte eine nur geringe zusätzliche Diskriminierung zur Folge. Dem gegenüber steht ein beträchtlicher Aufwand sehr heterogenen Inputs, wie z.B. Pflanzenschutzmitteln, wirkstoffbezogen CO₂e zuzuordnen. Eine ähnliche Situation stellt sich für den Input des Anlagevermögens dar, sodass THG-Emissionen von Gebäuden, Maschinen, etc. nicht bei der Kalkulation der Emissionen mit einbezogen sind.

Wie aus Tabelle 3.6 dargestellt, weisen die Distanzfunktionen nicht nur unterschiedliche Effizienzwerte aus, sondern unterscheiden sich auch in ihrer Umsetzung hin zu einer effizienten Produktion. Die Funktion D^O als „ersten Weg“ zu einer effizienten Produktion führt zu einer Senkung der relativen THG-Emissionen, erreicht jedoch das Ziel einer absoluten Reduktion nicht (vgl. Kapitel 3.1). Die Funktion D^E als „zweiten Weg“ projiziert eine effiziente Produktion, bei der zur Tilgung von Ineffizienz sowohl der Output erhöht als auch die Inputs und THG-Emissionen absolut reduziert werden¹⁹. Jedoch können hierbei die produktbezogenen Emissionen in nur geringerem Umfang als bei D^O reduziert werden. Es ist dann eine Frage der Präferenz, ob der eine oder andere Weg verfolgt wird. Beide Varianten sind effizient. Unter Berücksichtigung der zeitlichen Dimension liegt die Vermutung nahe, dass die Betriebe zur Eliminierung der Ineffizienz eher letzteren Weg einschlagen würden. Ferner ist dieser Weg auch insofern der günstigere, da der Schattenpreis für THG-Emissionen lediglich die Hälfte dessen beträgt, als wenn nur der Output angepasst werden würde.

3.7 Schlussbetrachtung

Vorliegende Beitrag eruierte die Umwelteffizienz und die Produktivitätsentwicklung 141 norddeutscher Marktfruchtbetriebe unter Berücksichtigung von THG-Emissionen als unerwünschten Output für den Zeitraum der WJ 2002/03 bis 2009/10. Mittels der Funktionen D^O und D^E wurden Effizienzwerte via ökonometrischer Schätzungen ermittelt sowie exogene Faktoren und die Höhe der Inputeinsatzmenge auf ihren Einfluss auf die Umwelteffizienz geprüft. Schließlich wurden Schattenpreise der THG-Emissionen abgeleitet sowie die TFPC dargestellt und deren Treiber quantifiziert.

Als Ergebnis ist festzuhalten, dass sich die Betriebe im Mittel des Beobachtungszeitraums auf einem relativ hohen Niveau der Effizienz befinden, für D^O 88,4 % und für D^E 95,6 %. Da mit

¹⁹ Der theoretisch mögliche „dritte Weg“ einer in einem ersten Schritt erfolgenden Expansion des Outputs wie in D^O und einer im zweiten Schritt folgenden Reduktion der Produktion zur Erreichung einer absoluten Reduktion von THG-Emissionen erscheint als impraktikabel.

den Summen der Inputelastizitäten von $-0,91$ (D^O) und $-0,46$ (D^O) abnehmende Skalenerträge festzustellen sind, haben die Betriebe im Durchschnitt die optimale Größe bereits überschritten, wenn auch in mäßigem Umfang. Ein steigender Anbauanteil an Getreide und Zuckerrüben wie auch Standorte mit höherer Anzahl an Bodenpunkten steigern die Effizienz. Im Gegensatz dazu wirken ein steigender Anteil an ausgelagerten Arbeiten und ein steigender Anteil an organischem Dünger an der Gesamtdüngermenge auf die Effizienz negativ. Für die Höhe der Mechanisierung besteht kein Einfluss auf die Effizienz. Ferner sinkt für D^E mit zunehmendem Einsatz von Vorleistungen die Effizienz der Betriebe, es wird dabei jedoch die Variabilität der Produktion gesenkt. Mit zunehmendem Einsatz von Fläche steigt hingegen die Effizienz bei D^E , wofür ein höheres Risiko in Kauf genommen werden muss. Ein zunehmender Einsatz an Anlagevermögen steigert die Effizienz bei D^O . Für den Input Arbeit können keine kongruenten Ergebnisse zwischen D^O und D^E festgestellt werden. Durch die Tilgung von Ineffizienzen ließen sich die produktspezifischen THG-Emissionen um $11,6\%$ (D^O) bzw. $8,6\%$ (D^E) senken. Nichtsdestotrotz ist zu beachten, dass lediglich bei D^E eine Reduktion der absoluten THG-Emissionen um $4,4\%$ möglich ist. Für beide Distanzfunktionen gilt dennoch, dass keine Kosten für die genannte THG-Einsparung anfallen, sondern gar ein zusätzlicher Profit generiert wird. Die Schattenpreise für THG-Emissionen betragen, je nach unterstelltem Preisniveau für den Output GE, für D^O zwischen durchschnittlich $3,56$ und $7,12$ €/t CO₂e sowie für D^E im Mittel von $1,71$ bis $3,41$ €/t CO₂e. Mittel- bis langfristige Anpassungsmöglichkeiten, wie sie mit D^E modelliert werden, führen somit zu geringeren Schattenpreisen als kurzfristige Anpassungen zur Reduktion von THG-Emissionen, wie in D^O modelliert. Ferner ist eine steigende Tendenz der Schattenpreise im Beobachtungszeitraum festzustellen. Eine Reduktion der THG-Emissionen über vorhandene Ineffizienzen hinaus würde c.p. entsprechend Opportunitätskosten hinsichtlich des erwünschten Outputs verursachen die mindestens den genannten Schattenpreisen entsprechen. Die Produktivität der Betriebe steigert sich im gesamten Beobachtungszeitraum um durchschnittlich rund $9,0\%$ (D^O) bzw. $4,4\%$ (D^E). Maßgeblicher Treiber der Entwicklung ist technischer Fortschritt, wenn auch mit abnehmenden jährlichen Wachstumsraten. Einen nur marginalen negativen (D^O) bzw. positiven (D^E) Beitrag zu Produktivitätsentwicklung im Beobachtungszeitraum leisten Änderungen der Effizienz. Veränderungen der Skalengröße beeinflussen die Produktivitätsentwicklung leicht negativ.

Für weitere Studien bietet sich an, Grenzvermeidungskosten der Reduktion von THG-Emissionen anhand von geschätzten Transformationskurven zu eruiieren. Weitere Studien

dieser Art können unbeobachtete Heterogenität und Endogenität in Inputs in der Schätzung berücksichtigen (vgl. ABDULAI und TIETJE 2007). Außerdem interessant für weitere Fragestellungen ist, in wie weit sich die Umsetzung relativ hoher Raten des Index TC und dem wirtschaften unter abnehmenden Skalenerträgen gegenseitig bedingen.

Danksagung

Der Autor bedankt sich bei der GrossBetriebsBeratung und der Landwirtschaftlichen Unternehmensberatung Schleswig-Holstein für die Bereitstellung der Daten. Weiterer Dank gilt der Deutschen Bundesstiftung Umwelt (DBU) für die finanzielle Unterstützung.

Literaturverzeichnis

- ABDULAI, A.; TIETJE, H. (2007): Estimating technical efficiency under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models: application to northern German dairy farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 34 (3), 393–416.
- AIGNER, D.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. In: *Journal of Econometrics* 6 (1), 21–37.
- BALL, V.; LOVELL, C.A.K.; NEHRING, R.; SOMWARU, A. (1994): Incorporating Undesirable Outputs into Models of Production: An Application to U.S. Agriculture. In: *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales* 31 (1), 59–73.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. In: *Empirical Economics* 20 (2), 325–332.
- BELOTTI, F.; DAIDONE, S.; ILARDI, G.; ATELLA, V. (2013): Stochastic frontier analysis using Stata. In: *The Stata Journal* 13 (4), 719–758.
- BLANCARD, S.; MARTIN, E. (2014): Energy efficiency measurement in agriculture with imprecise energy content information. In: *Energy Policy* 66, 198–208.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (BMELV) (2009): Bericht des BMELV für einen aktiven Klimaschutz der Agrar-, Forst- und Ernährungswirtschaft und zur Anpassung der Agrar- und Forstwirtschaft an den Klimawandel. <<http://www.bmelv.de/cae/servlet/contentblob/383152/publicationFile/22425/KliKlimaschutzberi2008.pdf>>, [03/09/2014].
- BMELV (2010): Die wirtschaftliche Lage der landwirtschaftlichen Betriebe. Buchführungsergebnisse der Testbetriebe Wirtschaftsjahr 2009/10. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/BFB-0111001-2010.pdf>>, [09/10/2013].
- BMELV (2012): Durchschnittliche Einkaufspreise der Landwirtschaft für Futtermittel, Düngemittel und Energie. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/SJT-5020200-0000.pdf>>, [02/08/2013].
- BOYD, G.A.; PANG, J.X. (2000): Estimating the linkage between energy efficiency and productivity. In: *Energy Policy* 28 (5), 289–296.
- BRINER, S.; HARTMANN, M.; FINGER, R.; LEHMANN, B. (2012): Greenhouse gas mitigation and offset options for suckler cow farms: an economic comparison for the Swiss case. In: *Mitig Adapt Strateg Glob Change* 17 (4), 337–355.

- BUNDESMINISTERIUM FÜR WIRTSCHAFT UND TECHNOLOGIE UND BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ UND REAKTORSICHERHEIT (BWT UND BMU) (2007): Bericht zur Umsetzung der in der Kabinettsklausur am 23./24.08.2007 in Meseberg beschlossenen Eckpunkte für ein Integriertes Energie- und Klimaprogramm. <http://www.bmu.de/files/pdfs/allgemein/application/pdf/gesamtbericht_iekp.pdf>, [03/09/2014].
- CAVES, D.W.; CHRSTITENSEN L. R.; DIEWERT, W.R. (1982): The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity. In: *Econometrica* 50 (6), 1393–1414.
- CHAVAS, J.-P.; DI FALCO, S. (2012): On the Productive Value of Crop Biodiversity: Evidence from the Highlands of Ethiopia. In: *Land Economics* 88 (1), 58–74.
- CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers. In: *The Review of Economics and Statistics* 55 (1), 28–45.
- CHUNG, Y.; FÄRE, R.; GROSSKOPF, S. (1997): Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach. In: *Journal of Environmental Management* 51 (3), 229–240.
- COELLI, T.; HENNINGSEN A. (2013): frontier: Stochastic Frontier Analysis. R package version 1.1-0., <http://CRAN.R-Project.org/package=frontier>.
- COELLI, T.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G. (2007): Environmental efficiency measurement and the materials balance condition. In: *Journal of Productivity Analysis* 28 (1-2), 3–12.
- COELLI, T.; PERELMAN, S. (2000): Technical efficiency of European railways: a distance function approach. In: *Applied Economics* 32 (15), 1967–1976.
- COELLI, T.J., RAO, D.S., BATTESE, G.E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- COGGINS, J.S.; SWINTON, J.R. (1996): The Price of Pollution: A Dual Approach to Valuing SO₂ Allowances. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 30 (1), 58–72.
- CUESTA, R.A.; LOVELL, C.K.; ZOFÍO, J.L. (2009): Environmental efficiency measurement with translog distance functions: A parametric approach. In: *Ecological Economics* 68 (8-9), 2232–2242.

- CUESTA, R.A.; ZOFÍO, J.L. (2005): Hyperbolic Efficiency and Parametric Distance Functions: With Application to Spanish Savings Banks. In: *Journal of Productivity Analysis* 24 (1), 31–48.
- DE CARA, S.; JAYET, P.-A. (2011): Marginal abatement costs of greenhouse gas emissions from European agriculture, cost effectiveness, and the EU non-ETS burden sharing agreement. In: *Ecological Economics* 70 (9), 1680–1690.
- DI EWERT, W.E.; WALES, T.J. (1987): Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions. In: *Econometrica* 55 (1): 43.
- EUROSTAT (2012): Database. <<http://http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/agriculture/data/database>>, [12/07/2013].
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K. (1994): *Production frontiers*. Cambridge, England, New York, NY, USA: Cambridge University Press.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA, C. (1989): Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 71 (1), 90–98.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; YAISAWARNG, S. (1993): Derivation of Shadow Prices for Undesirable Outputs: A Distance Function Approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 75 (2), 374–380.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NOH, D.-W.; WEBER, W. (2005): Characteristics of a polluting technology: theory and practice. In: *Journal of Econometrics* 126 (2), 469–492.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; PASURKA, C. (2007): Environmental production functions and environmental directional distance functions. In: *Energy* 32 (7), 1055–1066.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; TYTECA, D. (1996): An activity analysis model of the environmental performance of firms application to fossil-fuel-fired electric utilities. In: *Ecological Economics* (18), 161–175.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; ZAIM, O. (2002): Hyperbolic efficiency and return to the dollar. In: *European Journal of Operational Research* 136 (3), 671–679.
- FÄRE, R.; PRIMONT, D. (1995): *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*. Kluwer Academic Publishers, Boston/London/Dordrecht.

- GARDEBROEK, C.; CHAVEZ, M.D.; LANSINK, A.O. (2010): Analysing Production Technology and Risk in Organic and Conventional Dutch Arable Farming using Panel Data. In: *Journal of Agricultural Economics* 61 (1), 60–75.
- GREENE, W.H. (2012): *Econometric analysis*. 7th ed. Boston: Prentice Hall.
- GUBI, G. (2006): *Analyse der erfolgs- und effizienzbestimmenden Faktoren im ökologischen Landbau*. Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- HENNINGSEN, A.; HENNING, C.H.C.A. (2009): Imposing regional monotonicity on translog stochastic production frontiers with a simple three-step procedure. In: *Journal of Productivity Analysis* 32 (3), 217–229.
- HENNINGSEN, A. (2012): *micEcon: Microeconomic Analysis and Modelling*. R package version 0.6-10., <http://CRAN.R-project.org/package=micEcon>.
- HETEMÄKI, L. (1996): *Essays on the impact of pollution control on a firm. A distance function approach*. Helsinki: Helsingin Tutkimuskeskus (Finnish Forest Research Institute research papers, 609).
- HOANG, V.-N.; ALAUDDIN, M. (2012): Input-Orientated Data Envelopment Analysis Framework for Measuring and Decomposing Economic, Environmental and Ecological Efficiency: An Application to OECD Agriculture. In: *Environmental and Resource Economics* 51 (3), 431–452.
- HOANG, V.-N.; COELLI, T. (2011): Measurement of agricultural total factor productivity growth incorporating environmental factors: A nutrients balance approach. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 62 (3), 462–474.
- HOANG, V.-N.; NGUYEN, T.T. (2013): Analysis of environmental efficiency variations: A nutrient balance approach. In: *Ecological Economics* 86, 37–46.
- HOANG, V.-N.; RAO, D.S.P. (2010): Measuring and decomposing sustainable efficiency in agricultural production: A cumulative exergy balance approach. In: *Ecological Economics* 69 (9), 1765–1776.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC) (2007): *Climate Change 2007: Mitigation. Contribution of Working Group III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. B. Metz, O.R Davidson, P.R Bosch, R. Dave, L.A Meyer (Eds.), United Kingdom and New York, NY, USA: Cambridge University, 1–863.

- IPCC (1996): Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories. Reference Manual. Volume 3. <<http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/gl/invs6.html>>, [03/09/2014].
- KALTSCHMITT, M.; REINHARDT, G. (1997): *Nachwachsende Energieträger. Grundlagen, Verfahren, ökologische Bilanzierung*. Braunschweig: Vieweg.
- KOEBEL, B.; FALK, M.; LAISNEY, F. (2003): Imposing and Testing Curvature Conditions on a Box–Cox Cost Function. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 21 (2), 319–335.
- KUMBHAKAR, S.; LOVELL, C.A.K. (2003): *Stochastic frontier analysis*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- KUMBHAKAR, S.C. (2002): Specification and Estimation of Production Risk, Risk Preferences and Technical Efficiency. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (1), 8–22.
- KTBL (2014): *Leistungs-Kostenrechnung Pflanzenbau. Online-Anwendung*, <<http://daten.ktbl.de/dslkrpflanze/postHv.html>>, [03/09/2014].
- LANDWIRTSCHAFTSKAMMER SCHLESWIG-HOLSTEIN (LK-SH) (2012): *Geschlossene Benutzergruppe Markt (GBG-Markt)*. Rendsburg, Germany.
- LAUWERS, L. (2009): Justifying the incorporation of the materials balance principle into frontier-based eco-efficiency models. In: *Ecological Economics* 68 (6), 1605–1614.
- LIN, M.; HUYBERS, P. (2012): Reckoning wheat yield trends. In: *Environmental Research Letters* 7 (2), 24016.
- LOVELL, C.A.K.; TRAVERS, P.; RICHARDSON, S.; WOOD, L. (1994): Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia. In: Eichhorn, W. (Ed.), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*. Springer-Verlag, Berlin.
- MACLEOD, M.; MORAN, D.; EORY, V.; REES, R.; BARNES, A.; TOPP, C.F.; BALL, B.; HOAD, S.; WALL, E.; MCVITTIE, A.; PAJOT, G.; MATTHEWS, R.; SMITH, P.; MOXEY, A. (2010): Developing greenhouse gas marginal abatement cost curves for agricultural emissions from crops and soils in the UK. In: *Agricultural Systems* 103 (4), 198–209.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. In: *International Economic Review* 18 (2), 435–444.

- MEISTERLING, K.; SAMARAS, C.; SCHWEIZER, V. (2009): Decisions to reduce greenhouse gases from agriculture and product transport: LCA case study of organic and conventional wheat. In: *Journal of Cleaner Production* 17 (2), 222–230.
- MORAN, D.; MACLEOD, M.; WALL, E.; EORY, V.; MCVITTIE, A.; BARNES, A.; REES, R.; TOPP, C.F.E.; MOXEY, A. (2011): Marginal Abatement Cost Curves for UK Agricultural Greenhouse Gas Emissions. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1), 93–118.
- NGUYEN, T. T.; HOANG, V.-N.; SEO, B. (2012): Cost and environmental efficiency of rice farms in South Korea. In: *Agricultural Economics* 43 (4), 369–378.
- O'DONNELL, C.J.; COELLI, T.J. (2005): A Bayesian approach to imposing curvature on distance functions. In: *Journal of Econometrics* 126 (2), 493–523.
- ÖNÜT, S.; SONER, S. (2006): Energy efficiency assessment for the Antalya Region hotels in Turkey. In: *Energy and Buildings* 38 (8), 964–971.
- OREA, L. (2002): Parametric Decomposition of a Generalized Malmquist Productivity Index. In: *Journal of Productivity Analysis* 18 (1), 5–22.
- OUDE LANSINK, A.; SILVA, E. (2003): CO₂ and Energy Efficiency of Different Heating Technologies in the Dutch Glasshouse Industry. In: *Environmental and Resource Economics* 24 (4), 395–407.
- PAGAN, A. (1984): Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors. In: *International Economic Review* 25 (1), 221–247.
- PITTMAN, R.W. (1983): Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs. In: *The Economic Journal* 93 (372), 883–891.
- R CORE TEAM (2013): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <http://www.R-project.org/>.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.; THIJSEN, G. (2000): Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. In: *European Journal of Operational Research* 121 (2), 287–303.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.A.K.; THIJSEN, G. (1999): Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1), 44–60.
- REINHARDT, G.A. (1993): *Energie- und CO₂-Bilanzierung nachwachsender Rohstoffe*. Braunschweig, Wiesbaden: Vieweg.

- SAUER, J.; WOSSINK, A. (2013): Marketed outputs and non-marketed ecosystem services: the evaluation of marginal costs. In: *European Review of Agricultural Economics* 40 (4), 573–603.
- SESMERO, J.P.; PERRIN, R.K.; FULGINITI, L.E. (2012): Environmental efficiency among corn ethanol plants. In: *Biomass and Bioenergy* 46, 634–644.
- SHEPARD, R. (1970): *Theory of Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press.
- SHORTALL, O.; BARNES, A. (2013): Greenhouse gas emissions and the technical efficiency of dairy farmers. In: *Ecological Indicators* 29, 478–488.
- SMITH, K.A.; CHAMBERS, B.J. (1993): Utilizing the nitrogen content of organic manures on farms-problems and practical solutions. In: *Soil Use & Management* 9 (3), 105–111.
- SONG, M.; AN, Q.; ZHANG, W.; WANG, Z.; WU, J. (2012): Environmental efficiency evaluation based on data envelopment analysis: A review. In: *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 16 (7), 4465–4469.
- STATA CORP LP (2011): *Stata 12.0, Statistics/Data Analysis*. 4905 Lakeway Drive, College Station, Texas 77845 USA.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (DESTATIS) (2012): Genesis-Online Datenbank. <<https://www.destatis.de/EN/Homepage.html>>, [12/07/2013].
- TIEDEMANN, T.; BREUSTEDT, G.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2011): Risikoberücksichtigung in der nicht parametrischen Effizienzanalyse: Auswirkungen auf die Effizienzbewertung von deutschen Schweinemastbetrieben. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (4), 215–229.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2011): Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2), 101–118.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2013): Production Risk and Technical Efficiency in Organic and Conventional Agriculture - The Case of Arable Farms in Germany. In: *Journal of Agricultural Economics* 64 (1), 73–96.
- TURLACH, B.A.; WEINGESSEL A. (2013): quadprog: Functions to solve Quadratic Programming Problems. R package version 1.5-5., <http://CRAN.R-project.org/package=quadprog>.

- TYTECA, D. (1996): On the Measurement of the Environmental Performance of Firms— A Literature Review and a Productive Efficiency Perspective. In: *Journal of Environmental Management* 46 (3), 281–308.
- UNITED NATIONS FRAMEWORK CONVENTION ON CLIMATE CHANGE (UNFCCC) (1997): Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change. <http://unfccc.int/essential_background/kyoto_protocol/items/1678.php>, [03/09/2014].
- VAN MEENSEL, J.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G.; VAN PASSEL, S. (2010): Comparing frontier methods for economic–environmental trade-off analysis. In: *European Journal of Operational Research* 207 (2), 1027–1040.
- VARDANYAN, M.; NOH, D.-W. (2006): Approximating pollution abatement costs via alternative specifications of a multi-output production technology: A case of the US electric utility industry. In: *Journal of Environmental Management* 80 (2), 177–190.
- VERMONT, B.; DE CARA, S. (2010): How costly is mitigation of non-CO2 greenhouse gas emissions from agriculture? In: *Ecological Economics* 69 (7), 1373–1386.
- WAMISHO, K. (2012): The Shadow Price of GHG Reduction in Corn Ethanol Plants. International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguacu, Brazil, August 18-24, 2012. <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/126862/2/Wamisho.pdf>>, [04/09/2012].
- WANG, H.-J. (2002): Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model. In: *Journal of Productivity Analysis* 18 (3), 241–253.
- WELCH, E.; BARNUM, D. (2009): Joint environmental and cost efficiency analysis of electricity generation. In: *Ecological Economics* 68 (8-9), 2336–2343.
- ZHOU, P.; ANG, B.W.; POH, K.L. (2008): A survey of data envelopment analysis in energy and environmental studies. In: *European Journal of Operational Research* 189 (1), 1–18.
- ZHU, X.; OUDE LANSINK, A. (2010): Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden. In: *Journal of Agricultural Economics* 61 (3), 545–564.
- ZOFIO, J.L. (2007): Malmquist productivity index decompositions: a unifying framework. In: *Applied Economics* 39 (18), 2371–2387.

Kapitel 4

Die Energieeffizienz norddeutscher Milchviehbetriebe

The energy efficiency of dairy farms in northern Germany

Patrick Wettemann

Zusammenfassung

Die vorliegende Studie analysiert 202 spezialisierte Milchviehbetriebe aus Norddeutschland in den Wirtschaftsjahren 2008/09 bis 2010/11 hinsichtlich ihrer Energieeffizienz. Hierbei ist der Energieverbrauch der Produktion explizit als unerwünschter Input berücksichtigt. Mittels einer input-orientierten stochastischen Distanzfunktion werden neben dem Effizienzwert Determinanten der Effizienz sowie Substitutionselastizitäten zwischen den Inputs und dem Energieverbrauch kalkuliert. Als Ergebnis wird ein mittlerer Effizienzwert in Höhe von 63,9 % ermittelt. Die Effizienz positiv beeinflussen ein höherer Vergleichswert landwirtschaftlicher Nutzung, die Bewirtschaftung von Flächen auf überwiegend benachteiligtem Gebiet, eine höhere Milchleistung sowie höhere Anteile an Familienarbeitskräften und Eigenkapital. Negativ auf die Effizienz wirken sich hingegen ein höherer Anteil an ausgelagerten Arbeiten und eine höhere Remontierungsrate aus. Auf Basis der kalkulierten Substitutionselastizitäten wird gezeigt, dass Energie relativ leicht gegen die Inputs Vorleistungen und Arbeit substituiert werden kann. Gegenüber den Inputs Fläche und Anlagevermögen verhält sich der Verbrauch an Energie komplementär.

Schlüsselwörter: Energieeffizienz, input-orientierte stochastische Distanzfunktion, Substitutionselastizität, Milchviehbetriebe

Abstract

This paper analyses the energy efficiency of 202 dairy farms located in northern Germany over a period between the 2008/09 and 2010/11 financial years. For this purpose the consumption of energy is explicitly modelled as an undesirable input. Within a methodological framework of an input-oriented stochastic distance function, efficiency scores and determinants thereof as well as the elasticity of substitution between inputs and energy consumption are estimated. Results show that the average efficiency level is 63.9%. A higher farming potential, the cultivation of agricultural area mainly in less-favoured areas, a higher milk yield and a higher proportion of family labour and own capital have a positive influence on efficiency. In contrast, a higher percentage of outsourced services and a higher replacement rate are identified as negative influences on efficiency. Results of the calculated elasticity of substitution show that the intermediate and work inputs can be substituted relatively easily for energy. With respect to the inputs agricultural area and capital assets, energy is a complement.

Keywords: Energy efficiency, input-oriented stochastic distance function, elasticity of substitution, dairy farms

4.1 Einleitung

Die Bereitstellung und Nutzung von Energie durch vorwiegend fossile Energieträger ist mit einem Anteil von rund 60 % im Jahr 2011 für einen erheblichen Teil der globalen Treibhausgasemissionen (THG-Emissionen) verantwortlich. Auch in mittel- bis langfristiger Perspektive werden fossile Energieträger die dominierende Energiequelle bleiben (IEA 2012). Folglich ist ein effizienter Einsatz von Energie nicht nur hinsichtlich einer Verringerung der THG-Emissionen anzustreben, sondern auch aus dem Grund der Ressourcenschonung. In Deutschland wird eine Verbesserung der Energieeffizienz vor allem aus Sicht des Klimaschutzes angestrebt. Der Anteil der energiebedingten THG-Emissionen liegt in Deutschland über dem globalen Durchschnitt bei 84 % in 2011 (UBA 2015). Die Steigerung der Energieeffizienz nimmt eine Schlüsselrolle in der deutschen Klimapolitik ein (BMUB 2014). Innerhalb der Landwirtschaft wird auch die Milchproduktion in die Pflicht genommen, die Energieeffizienz zu steigern und Energie einzusparen (BMELV 2011, BLESER 2014). Der Energieeinsatz in der Milchproduktion ist für 17 % der produktbezogenen THG-Emissionen verantwortlich (FRANK ET AL. 2013). Jedoch ist der Anteil des Energieeinsatzes an den direkt steuerbaren Emissionen höher, da der Großteil der Emissionen der Milchviehhaltung stoffwechselbedingt sind und somit nur indirekt beeinflussbar sind (vgl. ebenda). Folglich werden die Fragen aufgeworfen, wie effizient Milchviehbetriebe Energie im Produktionsprozess verwenden, welche Faktoren die Energieeffizienz beeinflussen und ob Energie durch andere Inputs ersetzt werden kann. Wie SAUER und LATA CZ-LOHMANN (2015) konstatieren, existieren nur wenige aktuelle empirische Analysen zur Produktivität und Effizienz von Milchviehbetrieben in Deutschland. Mit Fokus auf die Energieeffizienz sind lediglich einzelne Studien vorhanden, die methodisch außerhalb der Effizienzanalyse und/oder im Rahmen von Pilot-/Modellbetrieben durchgeführt wurden (z.B. MEUL et. al 2007, KRAATZ 2009, FRANK et al. 2013). Ein effizienzanalytischer Ansatz, auch unter adäquater Berücksichtigung von betriebswirtschaftlichen Zielen, liegt bislang nicht vor.

Den aufgeworfenen Fragen und der Lücke in der Literatur widmet sich vorliegende Studie. Ziel ist es, die Effizienz von Milchviehbetrieben unter besonderer Berücksichtigung des Verbrauchs an Energie als unerwünschten Input zu eruieren. Ferner werden Determinanten der Energieeffizienz bestimmt sowie Substitutionselastizitäten zwischen den Inputs, mit speziel-

lem Fokus auf den Energieeinsatz, ermittelt. Den methodischen Rahmen bildet hierfür eine input-orientierte stochastische Distanzfunktion. Dazu wird ein Datensatz von 202 norddeutschen Milchviehbetrieben verwendet, der für die Wirtschaftsjahre (WJ) von 2008/09 bis 2010/11 vorliegt.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt. Kapitel 4.2 gibt einen Überblick über relevante Literatur zum Thema und führt zum verwendeten methodischen Ansatz hin. Eine genaue Darstellung der verwendeten Methoden findet sich in Kapitel 4.3, eine Vorstellung der Empirie in Kapitel 4.4. Die Ergebnisse werden in Kapitel 4.5 aufgeführt, erklärt und diskutiert. Schließlich endet der Beitrag in Kapitel 4.6 mit den Schlussfolgerungen und einem Ausblick für weitere Forschungsarbeiten.

4.2 Literaturüberblick

Die Berücksichtigung des Energieverbrauchs in Effizienzanalysen ist methodisch Umwelteffizienzanalysen, wie in PITTMAN (1983) und FÄRE et al. (1989), zuzuordnen. Neben herkömmlichen stochastischen und deterministischen Methoden der Effizienzanalyse (HETEMÄKI 1996, REINHARD et al. 1999, COELLI ET AL. 2007, OUDE LANSINK und WALL 2014), etablierten sich mit der Erweiterung von Produktionsfrontiers und/oder von Distanzfunktionen auch methodische Konzepte von Öko-Effizienz-Frontiers und wertschöpfungsorientierten Effizienzanalysen (VAN MEENSEL et al. 2010, GÓMEZ-LIMÓN et al. 2012, BELTRÁN-ESTEVE et al. 2014). Anwendungen der Umwelteffizienzanalyse im Hinblick auf die Energieeffizienz konzentrierten sich vor allem auf energieintensive Branchen außerhalb der Landwirtschaft (BOYD und PANG 2000, OUDE LANSINK und SILVA 2003). Dabei wird der Energieverbrauch in den verwendeten Analysemodellen nicht mit anderen Inputs aggregiert, sondern als separater Input berücksichtigt. Eine der ersten Anwendungen zur Ermittlung der Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Berücksichtigung des Energieverbrauchs als Input findet sich in REINHARD et al. (2000). Neben Energie werden hierbei Stickstoff- und Phosphatüberschüsse als unerwünschte Inputs in einem Sample niederländischer Milchviehbetriebe berücksichtigt. REINHARD et al. (2000) stellen fest, dass der Energieeinsatz im Vergleich zu den anderen mit einbezogenen Umweltwirkungen in großem Umfang den Umwelteffizienzwert beeinflussen. DREESMAN (2007) analysiert luxemburgische Futterbaubetriebe mittels verschiedenen Modellsätzen (schwache/freie Verschwendbarkeit unerwünschter Umweltwirkungen) unter Berücksichtigung des Energieverbrauchs sowie des Stickstoff- und Phosphorsaldos. Wie DREESMAN (2007) feststellt, bestehen höhere Einsparpotentiale bei den Umweltwirkungen als

bei den konventionellen Inputs (Arbeit, Vorleistungen, etc.). Als weiteren Ansatz zur Analyse der Energieeffizienz von indischen Reisproduzenten transformieren NASSIRI und SINGH (2009) sämtliche In- und Outputs in entsprechende Energieäquivalente und führen darauf aufbauend eine Effizienzanalyse durch.

COELLI et al. (2007) führen das Prinzip der Materialbilanz zur Berücksichtigung für Umweltwirkungen am Beispiel der Eutrophierungswirkung von Stickstoff in schweinehaltenden Betrieben ein. Dabei werden Inputs mit ihrer Umweltwirkung zur Ermittlung der allokativen Umwelteffizienz berücksichtigt, vergleichbar mit der Berücksichtigung von Preisen zur Analyse der allokativen Kosteneffizienz. Diese Vorgehensweise berücksichtigt inhärent den ersten Hauptsatz der Thermodynamik (Energie-/Massenerhaltungssatz). BLANCARD und MARTIN (2014) analysieren die Energieeffizienz französischer Ackerbaubetriebe nach dem Ansatz von COELLI et al. (2007) unter Berücksichtigung von Unsicherheit. HOANG und RAO (2010) kritisieren am Ansatz von COELLI et al. (2007) die unklare Berücksichtigung bzw. Negierung immaterieller Inputs (z.B. Arbeit) sowie Probleme bei der Aggregation von Inputs hinsichtlich ihrer verschiedenen Umweltwirkungen. Deshalb entwickeln HOANG und RAO (2010) die Material- zur Exergiebilanz²⁰ weiter und bewerten zur Determinierung der Nachhaltigkeitseffizienz von OECD-Staaten Inputs mit kumulierten Exergiegehalten. Die Exergiebilanz bietet eine konsistente Verbindung zu Lebenszyklusanalysen sowie zu dem ersten und zweiten Hauptsatz der Thermodynamik. Im Hinblick auf die Bestimmung der Energieeffizienz und vor allem aus Sicht der Ressourcenschonung muss eingewendet werden, dass eine Bewertung der Inputs mit Exergie aufgrund der fehlenden Berücksichtigung von Anergie zu kurz greift. Da entstehende Anergie (z.B. Verluste im Herstellungsprozess von Inputs) ebenfalls einen Verbrauch an Energie und Ressourcen impliziert, ist dies entsprechend zu berücksichtigen und beispielsweise der Primärenergiegehalt zur Bewertung von Inputs heranzuziehen (vgl. REINHARDT 1993).

Zur Erstellung von Energiebilanzen existieren verschiedene Ansätze, die z.B. auch menschliche Arbeit und Sonneneinstrahlung berücksichtigen (JONES 1989, HOANG und RAO 2010). Hingegen argumentieren HÜLSBERGEN et al. (2001), dass lediglich fossile Energieressourcen zu berücksichtigen sind, da menschliche Arbeit hinsichtlich der Energiebewertung zu komplex und die Sonneneinstrahlung im Gegensatz zu fossiler Energie nicht knapp ist. Ferner stellt die Sonneneinstrahlung ein Mehrfaches der Energiemenge fossiler Energie bereit und würde bei einer Berücksichtigung in der Bilanzierung Variationen im Verbrauch fossiler Energien überdecken (HÜLSBERGEN et al. 2001, HOANG und ALAUDDIN 2011). Für eine Diskriminie-

²⁰ Die Exergie umfasst dabei den Anteil an Energie, der Arbeit verrichten kann (ROSEN und DINCER 2001).

rung ineffizienter Betriebe hätte der Einbezug von Sonnenenergie nur bedingt Aussagekraft, da diese, abgesehen von Standortwechseln, nicht der Kontrolle des Landwirts unterliegen. Auch existieren zahlreiche empirische Anwendungen zu Energiebilanzen die Sonneneinstrahlung nicht als Energiequelle berücksichtigen (z.B. MOHAMMADI et al. 2008, FRANK et al. 2013). Für die Ermittlung der Energieeffizienz ist es daher ausreichend, fossile Energieressourcen mit ihrem Primärenergieverbrauch zu berücksichtigen.

COELLI et al. (2007) und LAUWERS (2009) zeigen, dass bei fehlenden direkten stofflichen Zusammenhänge zwischen In- und Outputs, wie im Falle von Energie in der landwirtschaftlichen Produktion²¹, das Prinzip der Materialbilanz inhärent erfüllt ist und an Aussagekraft verliert. Außerdem ruft nicht ein Saldo den hier zu diskriminierenden Effekt hervor, sondern der Energieverbrauch an sich. Ferner kann der Annahme der Materialbilanz eines geschlossenen Systems nicht weiter nachgekommen werden, da die Sonneneinstrahlung aus oben genannten Gründen nicht berücksichtigt wird. Hinzu kommt, dass bei der Ermittlung der Energieeffizienz über den Ansatz der allokativen Effizienz (vgl. COELLI et al. 2007) für einige Faktoren (z.B. Boden, Arbeit) die Bewertung mit Energie unklar ist und diese mit infinitesimal kleinen Werten oder mit Null bewertet werden würden (HÜLSBERGEN et al. 2001, NGUYEN et al. 2012, FRANK et al. 2013). Folglich wird ein hoher Verbrauch dieser Faktoren nicht diskriminiert, sondern ein hoher Verbrauch gar als Benchmark ausgewiesen. Das Ziel eines effizienten Einsatzes aller Ressourcen wird dadurch konterkariert. Den genannten Argumenten folgend, wird für vorliegende Analyse der Energieverbrauch als separate Variable berücksichtigt.

4.3 Methoden

4.3.1 Modellierung der Energieeffizienz

Die Ermittlung der Energieeffizienz erfolgt mit einer input-orientierten Distanzfunktion. Neben den Einsparpotentialen an Energie werden auch Einsparpotentiale an konventionellen Inputs eruiert. Der energieeffiziente Punkt der Produktion beinhaltet somit eine Kombination des aggregierten minimalen Energie- und Ressourcenverbrauchs. Da für Milchviehbetriebe unter dem Quotenregime der Output exogen ist²² wird eine Inputorientierung des Modells

²¹ Als Beispiel kann der nicht bestehende stoffliche Zusammenhang zwischen dem Input Energie in Form von Diesel und dem Output Milch sein. Eine Ausnahme hiervon können z.B. Proteine sein.

²² Hier ist einzuwenden, dass Milchquote an Börsen gehandelt werden kann. Da die Quote jedoch nicht kontinuierlich gehandelt wird und zum Zeitpunkt der Abgabe eines Angebots für den Kauf von Milchquote keine Sicherheit über den Zuschlag über die nachgefragte Menge besteht, kann von einer endogenen Anpassung der Produktionsmenge nicht ausgegangen werden (vgl. BRÜMMER und LOY 2004).

getroffen sowie den Betrieben ein energie- und kostenminimierendes Verhalten unterstellt (vgl. STEFANOUE et al. 1992²³, RASMUSSEN 2010, SAUER und LATACZ-LOHMANN 2015).

Für die Distanzfunktion seien $n = 1, \dots, N$ Betriebe beobachtet, die zur Produktion einen Vektor konventioneller Inputs $x_n = x_{1n}, \dots, x_{Jn} \in R_+^J$ und einen Vektor unerwünschter Inputs $z_n = z_{1n}, \dots, z_{Pn} \in R_+^P$ zur Produktion von Outputvektor $y_n = y_{1n}, \dots, y_{Mn} \in R_+^M$ im Jahr t einsetzt. So definiert sich das Technologieset T wie folgt:

$$T = \{(x, z, y, t): (x, z) \text{ produziert } y \text{ im Jahr } t\}. \quad (4.1)$$

Annahmen über die Technologiemenge T finden sich in FÄRE und PRIMONT (1995). Die Ermittlung der Energieeffizienz erfolgt in Anlehnung an SHEPARD (1970) über folgende Distanzfunktion:

$$D^I(x, z, y, t) = \sup \left\{ \zeta \geq 1: \left(\frac{x}{\zeta}, \frac{z}{\zeta} \right) \in L(y, t) \right\}. \quad (4.2)$$

Der Skalar ζ ist für den Bereich $1 \geq \zeta > \infty$ definiert, wobei effiziente Betriebe einen Wert von Eins aufweisen. $L(y, t)$ ist das entsprechende Inputset zu T . Die Distanzfunktion $D^I(x, z, y, t)$ ist nicht abnehmend, homogen vom Grade Eins und konkav in den Inputs x und z sowie nicht zunehmend und quasikonvex in den Outputs y (SHEPARD 1970, FÄRE und PRIMONT 1995). Die Implikation der Homogenitätsbedingung erfolgt in Anlehnung an LOVELL et al. (1994):

$$\lambda D^I(x, z, y, t) = D^I(\lambda x, \lambda z, y, t), \lambda > 0. \quad (4.3)$$

Unter Annahme von $\lambda = 1/x_1$, wobei x_1 einen beliebig gewählten Input des Inputvektors kennzeichnet, stellt sich Gleichung (4.3) in logarithmierter Form wie folgt dar (vgl. ebenda):

$$\ln D^I(x, z, y, t) = \ln x_1 + \ln D^I(x/x_1, z/x_1, y, t). \quad (4.4)$$

Zur Schätzung von Gleichung (4.4) werden die Terme v_{nt} und u_{nt} berücksichtigt, die die Abweichungen der Betriebe zum effizienten Rand des deterministischen Inputsets $L(y, t)$ erfassen und somit der logarithmierten Distanzfunktion entsprechen (IRZ und THIRTLE 2004):

$$\ln D^I(x, z, y, t) = u - v. \quad (4.5)$$

²³ STEFANOUE et al. (1992) konstatieren, dass kostenminimierendes Verhalten konsistent mit Entscheidungen eines risikoaversen Betriebsleiters sind.

So ergibt Gleichung (4.5) in Gleichung (4.4):

$$-\ln x_1 = \ln D^I \left(\frac{x}{x_1}, \frac{z}{x_1}, y, t \right) + v - u. \quad (4.6)$$

Dabei steht der Term $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ für den unabhängig von u symmetrisch um Null normalverteilten Störterm. Der Term $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ ist nicht-negativ halbnormalverteilt und erfasst die Ineffizienz. Zur Anwendung von Gleichung (4.6) muss eine funktionale Form gewählt werden, wie beispielsweise eine Translog-Funktion (DIEWERT und WALES 1987). Demnach wird $\ln D^I(x, z, y, t)$ aus Gleichung (4.4) zu:

$$\begin{aligned} \ln D^I(x, z, y, t) = & \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \ln x_{jnt} + 0.5 * \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J \beta_{jk} \ln x_{jnt} \ln x_{knt} \\ & + \sum_{j=1}^J \sum_{p=1}^P \beta_{jp} \ln x_{jnt} \ln z_{pnt} + \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \beta_{jm} \ln x_{jnt} \ln y_{mnt} + \sum_{j=1}^J \beta_{jt} \ln x_{jnt} t \\ & + \sum_{p=1}^P \beta_p \ln z_{pnt} + 0.5 * \sum_{p=1}^P \sum_{q=1}^P \beta_{pq} \ln z_{pnt} \ln z_{qnt} \\ & + \sum_{p=1}^P \beta_{pt} \ln z_{pnt} t + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln y_{mnt} + 0.5 * \sum_{m=1}^M \sum_{b=1}^M \beta_{mb} \ln y_{mnt} \ln y_{bnt} \\ & + \sum_{m=1}^M \beta_{mt} \ln y_{mnt} t + \beta_t t + 0.5 * \beta_{tt} t^2. \end{aligned} \quad (4.7)$$

Zur Erfüllung der Homogenitätsbedingung in (4.3) gilt für (4.7):

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^J \beta_j + \sum_{p=1}^P \beta_p = 1, \sum_{k=1}^J \beta_{jk} + \sum_{p=1}^P \beta_{jp} + \sum_{q=1}^P \beta_{pq} = 0, \sum_{j=1}^J \beta_{jt} + \sum_{p=1}^P \beta_{pt} = 0, \\ \sum_{j=1}^J \beta_{jm} + \sum_{p=1}^P \beta_{pm} = 0. \end{aligned} \quad (4.8)$$

Ferner wird Symmetrie in den Kreuztermen mittels $\beta_{jk} = \beta_{kj}$, $\beta_{pq} = \beta_{qp}$ und $\beta_{mb} = \beta_{bm}$ sichergestellt. Die Implikation der Homogenitätsbedingung erfolgt analog zu Gleichung (4.4) mittels einer Normalisierung der Inputvektoren x, z mit x_1 . Nach der Implikation der Homogenitätsbedingung in Gleichung (4.7) kann die Translog-Distanzfunktion mittels der Stochastic Frontier Analysis (SFA) geschätzt werden (AIGNER et al. 1977, MEEUSEN und VAN DEN BROECK 1977). Die Schätzparameter des zur Implikation der Homogenitätsbedingung herangezogenen Inputs lassen sich mittels der Gleichungen in (4.8) kalkulieren. Die Energieeffizienz in Anlehnung an FARRELL (1957) ermittelt sich wie folgt (COELLI et al. 2005):

$$EE_{nt} = \frac{1}{D^I(x, z, y, t)} = E[\exp(-u_{nt}) | (v_{nt} - u_{nt})]. \quad (4.9)$$

So gibt die Energieeffizienz mit $1 - EE_{nt}$ das radiale Inputesparpotential unter Beibehaltung des Outputniveaus an. Effiziente Betriebe weisen einen Wert von Eins auf, ineffiziente einen Wert kleiner Eins. Die Skalenelastizität der Betriebe ermittelt sich durch die Summe der partiellen Ableitungen der Distanzfunktion nach den Outputs (vgl. FÄRE et al. 1986, RASMUSSEN 2010):

$$\varepsilon_y = - \left[\sum_{m=1}^M \frac{\partial \ln D^I}{\ln y_m} \right]^{-1} \quad (4.10)$$

Wobei Werte von ε_y größer (kleiner) Eins zunehmende (abnehmende) Skalenerträge implizieren und ein Wert von Eins konstante Skalenerträge.

4.3.2 Determinanten der Energieeffizienz, Implikation von Monotonie und Substitutionselastizitäten der Inputs

Wie BATTESE und COELLI (1995) zeigen, kann mit einer Parametrisierung des Ineffizienzterms u der Einfluss exogener Faktoren auf die Ineffizienz determiniert werden (*Technical Inefficiency Effects-Modell*, TE-Modell). Dabei wird der Ineffizienzterm in Abhängigkeit des Vektors exogener Faktoren $s_n = s_{1n}, \dots, s_{Ln} \in R^L$ mit $\mu_{nt} = \sum_{l=1}^L \delta_l s_{lnt}$ trunkiert. Somit gilt für die Ineffizienzverteilung $u_{nt} \sim N^+(\mu_{nt}, \sigma_u^2)$:

$$u_{nt} = \sum_{l=1}^L \delta_l s_{lnt} + \omega_{nt}. \quad (4.11)$$

Dabei ist ω_{nt} eine trunkierte normalverteilte Zufallsvariable $N^+(0, \sigma_\omega^2)$, deren Trunkierung $-\sum_{l=1}^L \delta_l s_{lnt}$ entspricht (BATTESE und COELLI 1995). Um Heteroskedastizität in den Termen v_{nt} und u_{nt} entgegenzutreten, erfolgt eine Parametrisierung der Varianzen mittels der Variablen $w_n = w_{rn}, \dots, w_{Rn} \in R^R$ wie folgt (CAUDILL et al. 1995, WANG 2002, KUMBHAKAR 2002):

$$\sigma_u^2 = \exp(\sum_{r=1}^R \psi_r w_{rnt}). \quad (4.12)$$

$$\sigma_v^2 = \exp(\sum_{r=1}^R \phi_r w_{rnt}). \quad (4.13)$$

Wie SAUER (2006) zeigt, werden die oben erwähnten Annahmen der Monotonie und Konkavität für parametrische Produktions-/Distanzfunktionen in der empirischen Anwendung häufig nicht überprüft und verletzt. Um in vorliegender Analyse eine theoretisch konsistente Distanzfunktion zu schätzen, erfolgt die Implikation von lokaler Monotonie. Das Vorgehen

hierfür basiert auf der Prozedur von HENNINGSSEN und HENNING (2009), jedoch mit Anpassungen für input-orientierte Distanzfunktionen. Als erste Anpassung wird der Normierungsinput x_1 in Gleichung (4.6) nicht frei gewählt, sondern es wird der Input gewählt, der vor der Prozedur keine Verletzungen der Monotonie-Annahme aufweist²⁴. Folglich umfasst die Varianz-Kovarianzmatrix der geschätzten Translog-Distanzfunktion (vgl. Gleichung (4.6)) alle Variablen, für die Monotonie impliziert werden soll. Auf Basis der nicht restringierten Schätzer $\hat{\beta}$ erfolgt die Ermittlung der restringierten Schätzer $\hat{\beta}^0$ mittels quadratischer Distanzminimierung wie folgt:

$$\hat{\beta}^0 = \arg \min(\hat{\beta}^0 - \hat{\beta}) \hat{\Sigma}_{\beta}^{-1}(\hat{\beta}^0 - \hat{\beta}), \quad (4.14)$$

$$\text{s. t. } \frac{\partial \ln x_{1nt}}{\partial x_{jnt}} \geq 0 \quad \forall j = 2, \dots, J, n, \quad \frac{\partial \ln x_{1nt}}{\partial z_{pnt}} \geq 0 \quad \forall p, n, \quad \frac{\partial \ln x_{1nt}}{\partial y_{mnt}} \leq 0 \quad \forall m, n. \quad (4.15)$$

Die Nebenbedingungen (4.15) stellen sicher, dass konventionelle und unerwünschte Inputs nicht abnehmend und Outputs nicht zunehmend sind. Die Zeitvariable wird explizit nicht restringiert, da dies sonst technischen Progress bzw. Regress erzwingen würde. Die Prozedur von HENNINGSSEN und HENNING (2009) schließt mit einer Schätzung des auf Basis von $\hat{\beta}^0$ generierten Regressors $\ln \tilde{x}_{1nt} = f(x_j, z, y, t, \hat{\beta}^0), j = 2, \dots, J$ auf $\ln x_{1nt}$ ab. Für weitere Details zur Prozedur, die sich im Vergleich zur Anwendung auf eine Produktionsfrontier nicht verändern, sei auf HENNINGSSEN und HENNING (2009) verwiesen. Nachteil der hier beschriebenen Prozedur ist, dass für die restringierten Koeffizienten $\hat{\beta}^0$ keine Standardfehler berechnet werden können. Grund hierfür ist die Inkonsistenz der Varianz-Kovarianzmatrix für an den Lösungsraum grenzende restringierten Koeffizienten $\hat{\beta}^0$. Darüber hinaus können bei Berücksichtigung von Gleichungen (4.11)-(4.13) die Standardfehler bei der Schätzung im letzten Schritt der Prozedur verzerrt sein, da es sich um einen generierten Regressor handelt (PAGAN 1984). Zur Kontrolle der Konkavität in den Inputs wird geprüft, ob die Hesse-Matrix der Inputs negativ semidefinit ist bzw. ob die Eigenwerte der Hesse-Matrix nicht positiv sind (MOREY 1986). Die Berechnung der Substitutionselastizität der Inputs erfolgt nach Allen (CHAMBERS 1988):

$$\sigma_{jk} = \frac{D^I * \partial^2 D^I / \partial x_j \partial x_k}{\partial D^I / \partial x_j * \partial D^I / \partial x_k}, \quad \forall j \neq k. \quad (4.16)$$

²⁴ Falls kein Input die Monotonie-Annahme ex ante erfüllt, muss die Varianz-Kovarianz-Matrix der kompletten Distanzfunktion ermittelt und die Prozedur entsprechend nach HENNINGSSEN und HENNING (2009) angewandt werden. Da im analysierten Sample ein Input ex ante monoton ist, wird aus anwendungsbezogenen Gründen die vorgestellte Prozedur präferiert. Arne Henningsen sei für die Diskussion hierzu herzlichst gedankt.

$$\frac{\partial^2 D^I}{\partial x_j \partial x_k} = \left(\beta_{jk} - d_{jk} \frac{\partial \ln D^I}{\partial \ln x_j} * \frac{\partial \ln D^I}{\partial \ln x_j} * \frac{\partial \ln D^I}{\partial \ln x_k} \right) + \frac{D^I}{x_j x_k},$$

$$d_{jk} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } j = k \\ 0 & \text{wenn } j \neq k \end{cases} \quad (4.17)$$

$$\frac{\partial D^I}{\partial x_j} = \frac{\partial \ln D^I}{\partial \ln x_j} * \frac{D^I}{x_j} =$$

$$\left(\beta_j + \sum_{k=1}^J \beta_{jk} \ln x_{knt} + \sum_{p=1}^P \beta_{jp} \ln z_{pnt} + \sum_{m=1}^M \beta_{jm} \ln y_{mnt} + \beta_{jt} \right) * \frac{D^I}{x_j}. \quad (4.18)$$

Die Substitutionselastizitäten nach Allen sind symmetrisch, sodass $\sigma_{jk} = \sigma_{kj}$ gilt (CHAMBERS 1988). Für die entsprechenden Berechnungen für die Substitutionselastizität von Energie mit anderen Inputs wird der Input x_j in Gleichungen (4.16) durch z_p ersetzt, die Ableitungen (4.17) und (4.18) passen sich dementsprechend an. Bei Werten der Substitutionselastizität kleiner gleich Null sind die Inputs nicht substituierbar und somit komplementär. Inputs, die eine Substitutionselastizität von Werten bis Eins aufweisen, können in Grenzen substituiert werden, d.h. ein Input kann einen anderen Input nicht vollständig, sondern nur bis zu einem bestimmten Minimum ersetzen. Ab einem Wert der Substitutionselastizität von Eins sind Inputs vollständig substituierbar, bei entsprechend steigenden Grenzzraten der Substitution. Ein Wert der Substitutionselastizität von ∞ steht für perfekte Substitute.

4.4 Empirische Analyse

4.4.1 Modellspezifikation

Zur empirischen Anwendung wird eine Translog-Distanzfunktion verwendet. Da nur ein unerwünschter Input und ein Output berücksichtigt wird, ergibt sich aus Gleichung (4.7) in Gleichung (4.6):

$$\begin{aligned} -\ln x_{1nt} &= \beta_0 + \sum_{j=2}^J \beta_j \ln \left(\frac{x_{jnt}}{x_{1nt}} \right) + 0.5 * \sum_{j=2}^J \sum_{k=2}^J \beta_{jk} \ln \left(\frac{x_{jnt}}{x_{1nt}} \right) \ln \left(\frac{x_{knt}}{x_{1nt}} \right) \\ &+ \sum_{j=2}^J \beta_{jp} \ln \left(\frac{x_{jnt}}{x_{1nt}} \right) \ln z_{pnt} + \sum_{j=2}^J \beta_{jm} \ln \left(\frac{x_{jnt}}{x_{1nt}} \right) \ln y_{mnt} + \sum_{j=2}^J \beta_{jt} \ln \left(\frac{x_{jnt}}{x_{1nt}} \right) t \\ &+ \beta_p \ln z_{pnt} + 0.5 * \beta_{pp} \ln z_{pnt} \ln z_{pnt} + \beta_{pm} \ln z_{pnt} \ln y_{mnt} + \beta_{pt} \ln z_{pnt} t \\ &+ 0.5 * \beta_{mm} \ln y_{mnt} \ln y_{mnt} + \beta_{Mt} \ln y_{mnt} t + \beta_t t + 0.5 * \beta_{tt} t^2 + v_{nt} - u_{nt}. \end{aligned} \quad (4.19)$$

Alle Annahmen finden sich entsprechend in Kapitel 4.3.1. Als konventionelle Inputs $x_j = 1, \dots, J$ werden die Vorleistungen, die Anzahl an Arbeitskräften, das Anlagevermögen und die Fläche, als unerwünschter Input z_p der Verbrauch an Energie sowie als Output y_M die Erlöse sowie die Variable $t = 1, \dots, T$ als Zeitindex verwendet. Alle Variablen bis auf den Zeitindex sind am Mittelwert zentriert, d.h. durch den jeweiligen Mittelwert dividiert. Der Zeitindex ist um den Mittelwert adjustiert, sodass dieser im Mittel den Wert Null aufweist. Die Ineffizienz wird wie in Gleichung (4.11) parametrisiert und beinhaltet neben exogenen Umfeldparametern s_{int} eine Konstante. Zur Berücksichtigung von Heteroskedastizität in den Termen u_{nt} und v_{nt} wird die Varianz der Terme mit den um die Vorleistungen normierten Inputs Arbeit, Anlagevermögen und Fläche sowie der Zeitindex und die Erlöse parametrisiert, sodass gilt:

$$\begin{aligned} \sigma_u^2 = & \exp(\psi_0 + \psi_1 \ln \left(\frac{x_{2nt}}{x_{1nt}}\right) + \psi_2 \ln \left(\frac{x_{3nt}}{x_{1nt}}\right) + \psi_3 \ln \left(\frac{x_{4nt}}{x_{1nt}}\right) \\ & + \psi_4 \ln y_{Mnt} + \psi_5 \ln y_{Mnt} + \psi_6 t). \end{aligned} \quad (4.20)$$

$$\begin{aligned} \sigma_v^2 = & \exp(\psi_0 + \psi_1 \ln \left(\frac{x_{2nt}}{x_{1nt}}\right) + \psi_2 \ln \left(\frac{x_{3nt}}{x_{1nt}}\right) + \psi_3 \ln \left(\frac{x_{4nt}}{x_{1nt}}\right) \\ & + \psi_4 \ln y_{Mnt} + \psi_5 \ln y_{Mnt} + \psi_6 t). \end{aligned} \quad (4.21)$$

Bei der Schätzung von input-orientierten Distanzfunktionen wie in Gleichung (4.19) wird in der Literatur häufig die Frage nach einer möglichen Endogenität der Variablen der rechten Seite der Gleichung (4.19) aufgeworfen (COELLI 2000, SAUER 2010, KUMBHAKAR 2012 und 2013). Davon betroffen sind zum einen die Terme der Inputs hinsichtlich einer möglichen Korrelation mit den Termen u_{nt} und v_{nt} bedingt durch Simultaneität. Zum anderen stellt sich für den Output und den betreffenden Termen die Frage, ob der Output tatsächlich exogen vorgegeben ist und nicht angepasst werden kann, um somit die Standardannahme eines exogenen Outputs für input-orientierte Distanzfunktionen zu erfüllen. Jedoch ist für vorliegenden methodischen Rahmen aus folgenden Gründen keine besondere Berücksichtigung der beschriebenen Probleme nötig. Erstens zeigt COELLI (2000) für Cobb-Douglas- und Translog-Funktionsformen unter Annahme eines Kosten minimierenden Verhaltens der Betriebe, dass die Terme u und v keinen Einfluss auf die *Inputquotienten* der rechten Seite der Gleichung (4.19) nehmen. Eine entsprechende Erweiterung auf den Energieverbrauch als Input ist direkt naheliegend und wird deshalb nicht separat erläutert. Somit sind die Schätzer der input-orientierten Distanzfunktion konsistent, eine Korrelation der Terme der rechten Seite der Gleichung (4.19) und des Stör- und Ineffizienzterms u_{nt} und v_{nt} liegt nicht vor. Zweitens

liegt aufgrund der Milchquotenregelung ein exogen gegebener Output vor, sodass die Grundannahme für unverzerrte Schätzer erfüllt ist (KUMBHAKAR 2012 und 2013). Die Schätzungen erfolgen in Stata 12.0 mit dem *sfcross*-Package (STATA CORP LP 2011, BELOTTI et al. 2013). Alle übrigen Kalkulationen erfolgen mittels HENNINGSSEN (2012), TURLACH und WEINGESSEL (2013) und R CORE TEAM (2012).

4.4.2 Daten

Als Datengrundlage dient ein balanciertes Panel von 202 Milchviehbetrieben über den Zeitraum der WJ 2008/09 bis 2010/11. Die Daten sind von der act GmbH zur Verfügung gestellt worden. Alle Beobachtungseinheiten erwirtschaften im WJ 2009/10 mindestens 75 % der Gesamterlöse ohne Direktzahlungen durch den Verkauf von Milch und komplementären Produkten (Altkuherlöse und Nutzkälber) sowie mindestens 60 % der Erlöse ausschließlich aus dem Milchverkauf. Die Betriebe befinden sich in Schleswig Holstein (94,5 %), Mecklenburg-Vorpommern (5 %) und Hamburg (0,5 %). Alle Beobachtungseinheiten wirtschaften konventionell und sind im Haupterwerb geführt. Sämtliche nachstehenden Angaben monetärer Art sind als Nettobuchungen erfasst bzw. entsprechend korrigiert. Um monetäre Angaben über den Beobachtungszeitraum vergleichen zu können, werden betreffende Größen auf das WJ 2008/09 mit der Produktkategorie entsprechenden Indizes des Statistischen Bundesamtes (STATISTISCHES BUNDESAMT 2012) deflationiert.

Wie Tabelle 4.1 darstellt, setzt eine durchschnittliche Beobachtungseinheit rund 186 725 € an Vorleistungen, 2 Vollarbeitskräfte (AK), 159 600 € Anlagevermögen sowie 89,5 ha Fläche ein. Die Vorleistungen umfassen dabei sämtliche variable produktionsspezifische Aufwendungen. Das Anlagevermögen umfasst den Zeitwert von Wirtschaftsgebäuden und technischen Anlagen und der Input Fläche umfasst die bewirtschaftete landwirtschaftliche Fläche. Der Energieeinsatz berücksichtigt die aus den mit Primärenergieäquivalenten gewichteten Mengen von Diesel, Strom, Dünger und zugekauftem Kraftfutter²⁵ (Tabelle 4.2) und beträgt durchschnittlich 2,3 GJ je Betrieb. Das Primärenergieäquivalent von zugekauftem Kraftfutter setzt sich zu je einem Drittel aus den Primärenergieaufwendungen von Milchleistungsfutter sowie Soja- und Rapsextraktionsschrot zusammen. Wie ein Vergleich mit der Arbeit von KRAATZ (2009) zeigt, erfassen die hier berücksichtigten Posten zur Kalkulation des Energieverbrauchs 85 % der Gesamtenergieaufwendungen in der Milchviehhaltung. Der nicht erfass-

²⁵ Für Strom wurde der monetäre Aufwand durch einen Preisfaktor dividiert, um auf die Menge rückschließen zu können. Die Ausgaben für zugekaufte Rau- und Saftfuttermittel sind im Mittel geringer als 62 € je Betrieb und Jahr und werden nicht bei der Kalkulation des Energieverbrauchs mit einbezogen.

te Anteil des Gesamtenergieverbrauchs teilt sich mit 13 %-Punkten auf das Anlagevermögen und mit 2 %-Punkten auf die in Tabelle 4.2 nicht genannten Bestandteile der Variable Vorleistungen (hauptsächlich Saatgut und Pflanzenschutzmittel) auf. Fehlende Angaben über Mengen von Saatgut und Pflanzenschutzmittel bzw. keine ausreichend belastbaren Informationen zu Energieäquivalenten für das Anlagevermögen verhindern eine entsprechende Berücksichtigung. Der Output umfasst sämtliche Erlöse aus landwirtschaftlicher Produktion ohne ge- und entkoppelte Direktzahlungen und beträgt im Mittel 260 075 € je Betrieb. Um eine aufwandsgerechte Zuordnung der pflanzlichen Erträge zu gewährleisten, werden Erlöse der pflanzlichen Produktion vom jeweils folgenden WJ auf das jeweils betrachtete WJ bezogen und entsprechend den Produktpreisindizes nach STATISTISCHEM BUNDESAMT (2012) deflatiert.

Tabelle 4.1: Deskriptive Statistik der 202 untersuchten Betriebe über die WJ 08/09 bis 10/11

	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Vorleistungen [€]	186 725	235 360	26 563	3 159 103
Arbeitskräfte [AK]	2,00	1,55	1,00	20,00
Anlagevermögen [€]	159 960	133 907	2 469	1 039 488
Fläche [ha]	89,5	61,5	18,2	706,6
Energie [MJ]	2 292 362	1 845 846	383 378	22 005 110
Erlöse [€]	260 075	313 111	32 264	4 256 788
Vergleichswert landwirtschaftlicher Nutzung [€]	599,1	224,0	66,7	1 754,9
Benachteiligtes Gebiet [%]	15,2	35,9	0,0	100,0
Remontierungsrate [%]	38,5	12,9	3,0	103,8
Milchleistung [t/Milchkuh]	7,89	1,45	1,85	13,90
Anzahl Kühe	94,6	91,0	18,0	1 182,5
Stickstoffimport [kg N/ha]	117,4	52,6	-6,6	370,2
Anteil Grünland [%]	50,1	24,8	0,0	100,0
Anteil Lohnunternehmer [%]	12,2	4,6	0,4	30,0
Höherer Bildungsabschluss [%]	38,4	48,7	0,0	100,0
Betriebsberatung [%]	64,7	47,8	0,0	100,0
Anteil Familien-Arbeitskräfte [%]	88,2	22,0	10,0	100,0
Anteil Eigenland [%]	52,5	24,8	0,0	100,0
Anteil Eigenkapital [%]	73,7	21,3	0,0	99,7

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 4.2: Deskriptive Statistik von mit Energie bewerteten Inputs (n=606)

Variable	Mittelwert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum	MJ/Einheit	Quelle
Diesel [l]	12 960	14 402	1 049	200 695	39,5	KALTSCHMITT und REINHARDT (1997)
Strom [kWh]	40 627	41 470	840	530 875	11,4	ebenda
Stickstoff [N kg]	10 974	12 663	-343	161 248	47,1	ebenda
Phosphor [P ₂ O ₅ kg]	1 787	2 112	-37	21 372	15,8	ebenda
Kalium [K ₂ O]	1 471	2 645	-7 392	27 008	9,3	ebenda
Zugekauftes Kraftfutter [kg FM]	1 739	1 666	0	23 166	4,4	gewichtet nach KRAATZ (2009)

Quelle: eigene Berechnungen

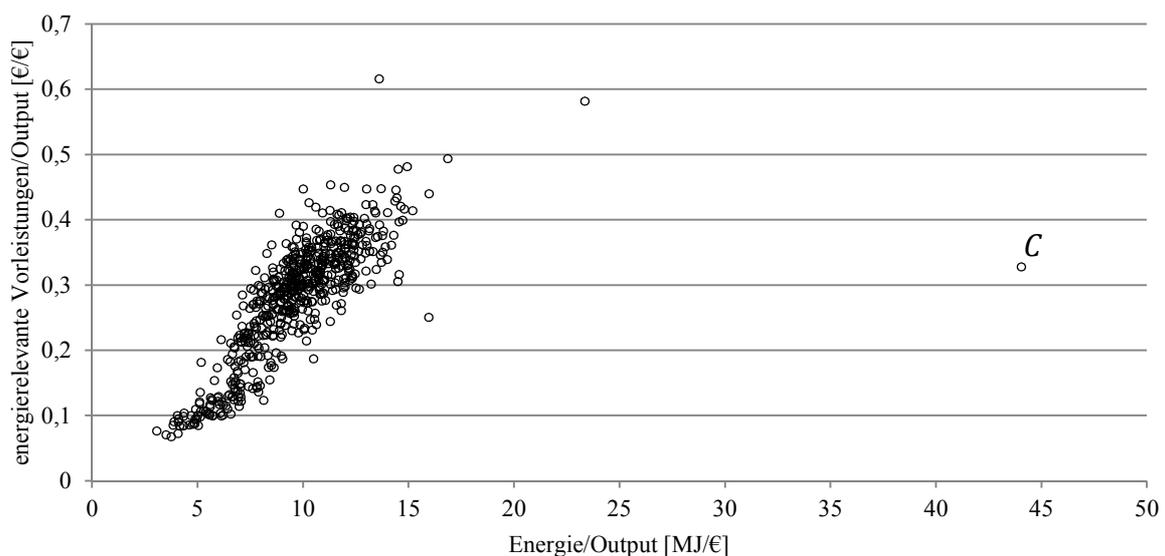
Tabelle 4.1 beinhaltet auch die exogenen Umfeldparameter des TE-Modells. Der Vergleichswert der landwirtschaftlichen Nutzung (VLN) beträgt im Mittel 599 €/ha und basiert auf der landwirtschaftlichen Vergleichszahl, die neben der Qualität der Böden Standortverhältnisse und wirtschaftliche Ertragsbedingungen, wie z.B. die Verkehrslage und die Betriebsorganisation, berücksichtigt (vgl. BUNDESGESETZBLATT 1991). 15 % der Betriebe bewirtschaften mehr als 50 % ihrer Fläche in einem benachteiligten Gebiet. Die durchschnittliche um Bestandesveränderungen bereinigte Remontierung der Betriebe beträgt 39 %, die Milchleistung im Mittel 7,89 t je Kuh und Jahr, wobei im Schnitt 95 Kühe gehalten werden. Die Variable externe Stickstoffzufuhr erfasst die zugekauften Mengen an Stickstoff je Hektar und weist einen mittleren Wert von 117 kg/ha auf. Der mittlere Grünlandanteil der Betriebe beträgt 50 % der gesamt bewirtschafteten Fläche und 38 % der Betriebsleiter besitzen eine Ausbildung als Landwirtschaftsmeister oder höher. Beratungsdienstleistungen nehmen 65 % der Betriebe in Anspruch. Der Anteil der Aufwendungen für Lohnarbeit und Maschinenmiete an den Vorleistungen beträgt im Mittel 12 % und wird als Proxy für den Anteil an ausgelagerten Arbeiten herangezogen²⁶. Schließlich sind die Eigenanteile an den Faktoren Arbeit, Boden und Kapital berücksichtigt, die im Durchschnitt je 88 %, 53 % und 74 % betragen.

Im vorgestellten Untersuchungsdesign kann Kollinearität zwischen den Vorleistungen, aus denen der berücksichtigte Energieverbrauch kalkuliert wird und in den Vorleistungen monetär berücksichtigt sind (energierelevante Vorleistungen), und dem daraus resultierenden Energieverbrauch auftreten. Eine ähnliche Situation besteht in Studien von REINHARD et al. (2000)

²⁶ Prinzipiell besteht die Möglichkeit, dass Diesel für ausgelagerte Arbeiten nicht direkt über die in Tabelle 4.2 dargestellten Dieselaufwendungen gebucht werden, sondern indirekt über einen entsprechend höheren Aufwand an ausgelagerte Arbeiten. In der Konsequenz würde der Energieverbrauch für ausgelagerte Arbeiten nicht diskriminiert. Um dies zu prüfen wird die Hypothese aufgestellt, dass höhere Aufwendungen für ausgelagerte Arbeiten mit geringeren Verbrauchsmengen an Diesel einhergehen. Die Hypothese wird abgelehnt ($r=-0,058$, zweiseitiger Test, p-Value 15,1 %), sodass dieser Punkt nicht weiter berücksichtigt wird.

für Energie oder OUDE LANSINK und BEZLEPKIN (2003) für CO₂-Emissionen. Dennoch ist das Auftreten perfekter Kollinearität in vorliegendem Fall praktisch auszuschließen. Zum einen unterscheidet sich der Mix an mit Energie bewerteten Vorleistungen von Betrieb zu Betrieb und zum anderen ist keine Übereinstimmung der Gewichtungrelation zwischen den Inputs aus Energie- und Kostensicht zu erwarten. Inwieweit ineffiziente Betriebe trotz auftretender imperfekter Kollinearität diskriminiert werden, wird anhand des verwendeten Datensatzes erläutert. Abbildung 4.1 stellt hierzu die auf den Output normierten Faktorkombinationen an Energie und den energierelevanten Vorleistungen dar. Die Variation zwischen der monetären und energetischen Bewertung zeigt, dass sich Kombinationen an Vorleistungen mit gleichem monetärem Umfang hinsichtlich ihrer Energieintensität erheblich unterscheiden können. Die Berücksichtigung von Energie diskriminiert innerhalb des Mix an energierelevanten Vorleistungen zusätzlich energieexzessive Vorleistungskombinationen. So würde Betrieb C in Abbildung 4.1 einen deutlich höheren Effizienzwert erreichen, wenn der Verbrauch an Energie ignoriert würde. Ferner wird ersichtlich, dass die kombinierte Betrachtung der Vorleistungen aus monetärer und energetischer Sicht eine Frontier bildet, die sowohl einen möglichst geringen Ressourcen- als auch Energieaufwand impliziert.

Abbildung 4.1: Faktorkombinationen von mit Energie bewerteten Vorleistungen und Energie bei konstantem Output



Quelle: eigene Darstellung

4.5 Ergebnisse und Diskussion

4.5.1 Tests zu Modellspezifizierung

Tabelle 4.3 zeigt die Ergebnisse des Tests auf verschiedene alternative Modellspezifikationen. Modell (1) in Tabelle 4.3 entspricht der in Kapitel 4.4.1 beschriebenen Distanzfunktion.

Tabelle 4.3: Ergebnisse der Tests auf Modellspezifikation

Spezifikation	Log-Likelihood	Chi-Square
(1) Translog mit TE-Modell und Heteroskedastizität in u_{nt} und v_{nt}	522,2	
(2) Cobb-Douglas als Funktionsform ($\beta_{jk} = \beta_{jP} = \beta_{jM} = \beta_{jt} = \beta_{PP} = \beta_{MM} = \beta_{tt} = 0$)	484,5	75,5 ^a
(3) Translog ohne TE-Modell ($\delta_0 = 0; \delta_l = 0$)	434,3	175,8 ^a
(4) Einfluss exogener Faktoren auf die Effizienz über Varianz parametrisiert ($\delta_0 = 0; \delta_l = 0; \sigma_u^2 = \exp(\psi_0 + \sum_{r=1}^R \psi_r w_{rnt} + \delta_0 + \sum_{l=1}^L \delta_l s_{lnt})$)	485,4	73,6 ^a
(5) Kein technischer Fortschritt ($\beta_{jt} = \beta_{Pt} = \beta_{Mt} = \beta_t = \beta_{tt} = 0$)	499,6	45,2 ^a
(6) Homoskedastizität in u_{nt} und v_{nt} ($\psi_0 = 0; \psi_r = 0; \phi_0 = 0; \phi_r = 0$)	489,9	64,6 ^a
(7) Translog ohne Effizienzterm ($\delta_0 = 0; \delta_l = 0; \psi_0 = 0; \psi_r = 0; \phi_0 = 0; \phi_r = 0$)	399,5	245,4 ^a

^a signifikant auf 1 %-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Wie in Tabelle 4.3 zu sehen ist, ist eine Vereinfachung der Funktionsform hin zu einer Cobb-Douglas-Distanzfunktion abzulehnen. Gleichfalls abzulehnen ist die Ignoranz des TE-Modells, welches auch der Modellierung des Einflusses exogener Faktoren auf die Effizienz über die Parametrisierung der Varianz des Terms u_{nt} überlegen ist. Der Ausschluss der Zeitvariablen im verwendeten Modell wird wie auch die Annahme von Homoskedastizität in den Störtermen verneint. Ferner wird die Hypothese abgelehnt, dass keine Ineffizienz vorhanden ist und das Modell mittels Kleinstquadrat-Methode geschätzt werden kann. Hierzu muss beachtet werden, dass in Modell (7) die Annahme der Homoskedastizität der Störterme erfolgt. Dennoch bestätigt sich das Vorhandensein von Ineffizienz im Vergleich der Modelle (6) und (7).

4.5.2 Energieeffizienz und Determinanten der Energieeffizienz

In Tabelle 4.4 finden sich in der Spalte „Koeffizient“ die Schätzergebnisse ohne Erzwingung von Monotonie wieder. Knapp drei Viertel der Schätzer sind auf mindestens 10 %-Niveau signifikant. In der Spalte „Korr. Koeffizient“ befinden sich die Koeffizienten und Schätzer nach der Implikation von Monotonie. Hierbei sind Anpassungen der Koeffizienten vorhanden,

jedoch überschreitet die Differenz aus den ursprünglichen und korrigierten Koeffizienten in nur drei Fällen die zweifache Standardabweichung der ursprünglichen Schätzer (Spalte „Diff./Std.Fehler“). Nach der Prozedur erfüllen alle Inputs und der Energieverbrauch die Bedingung der Monotonie. Die Annahme der Konkavität für die Inputs und den Energieverbrauch wird unter Ausnahme einer Beobachtung für das Sample erfüllt. Anteil der Ineffizienz an der Gesamtvarianz beträgt 63,7 % bzw. 64,5 %.

Tabelle 4.4: Schätzergebnisse der Distanzfunktion

Variable	Koeffizient	Std. Fehler	Korr. Koeffizient	Std. Fehler	Diff./Std. Fehler
α_0			0,031624	0,069118	
$\alpha_{\ln \bar{x}_{\text{Vorleistungen}}}$			0,996480 ^a	0,014927	
β_0	0,423785 ^a	0,051121	0,494064		1,37
β_{Arbeit}	0,074182 ^a	0,014607	0,098917		1,69
$\beta_{\text{Fläche}}$	0,296867 ^a	0,023846	0,270380		-1,11
β_{AV}	0,042465 ^a	0,009554	0,045506		0,32
β_{Energie}	0,048643 ^b	0,021330	0,059868		0,53
$\beta_{\text{Erlöse}}$	-0,792937 ^a	0,026676	-0,766361		1,00
β_{Zeit}	0,026410 ^a	0,005322	0,024899		-0,28
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{Arbeit}}$	-0,086525	0,053070	-0,028566		1,09
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{Fläche}}$	0,021244	0,062567	-0,047047		-1,09
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{AV}}$	0,001032	0,021649	0,017430		0,76
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{Energie}}$	0,052173	0,055294	0,011953		-0,73
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{Erlöse}}$	-0,138792 ^a	0,034186	-0,042081		2,83
$\beta_{\text{Arbeit} \cdot \text{Zeit}}$	0,037173 ^a	0,014189	0,019414		-1,25
$\beta_{\text{Fläche} \cdot \text{Fläche}}$	0,080699	0,127195	0,090563		0,08
$\beta_{\text{Fläche} \cdot \text{AV}}$	-0,015710	0,037187	-0,024497		-0,24
$\beta_{\text{Fläche} \cdot \text{Energie}}$	-0,214789 ^b	0,083953	-0,043818		2,04
$\beta_{\text{Fläche} \cdot \text{Erlöse}}$	0,114395 ^b	0,050304	0,051515		-1,25
$\beta_{\text{Fläche} \cdot \text{Zeit}}$	-0,017975	0,023020	-0,010552		0,32
$\beta_{\text{AV} \cdot \text{AV}}$	-0,010209	0,017655	-0,014570		-0,25
$\beta_{\text{AV} \cdot \text{Energie}}$	-0,047024	0,033899	-0,017571		0,87
$\beta_{\text{AV} \cdot \text{Erlöse}}$	-0,051968 ^a	0,017275	-0,027383		1,42
$\beta_{\text{AV} \cdot \text{Zeit}}$	0,001801	0,008593	0,002563		0,09
$\beta_{\text{Energie} \cdot \text{Energie}}$	-0,050147	0,039463	-0,033871		0,41
$\beta_{\text{Energie} \cdot \text{Erlöse}}$	-0,096555 ^b	0,043319	-0,043945		1,21
$\beta_{\text{Energie} \cdot \text{Zeit}}$	-0,015967	0,022512	-0,003417		0,56
$\beta_{\text{Erlöse} \cdot \text{Erlöse}}$	-0,060704	0,042894	0,031295		2,14
$\beta_{\text{Erlöse} \cdot \text{Zeit}}$	0,002594	0,011481	-0,003687		-0,55
$\beta_{\text{Zeit} \cdot \text{Zeit}}$	-0,066659 ^a	0,017868	-0,061847		0,27
δ_0	0,725409 ^a	0,074600	0,810461 ^a	0,080567	1,14
δ_{VLN}	-0,000052 ^b	0,000021	-0,000064 ^a	0,000020	-0,58
$\delta_{\text{Benachteiligtes Gebiet}}$	-0,000229 ^c	0,000123	-0,000200 ^c	0,000117	0,24
$\delta_{\text{Remontierungsrate}}$	0,001206 ^a	0,000336	0,001177 ^a	0,000332	-0,09
$\delta_{\text{Milchleistung}}$	-0,018271 ^a	0,004727	-0,019178 ^a	0,004359	-0,19
$\delta_{\text{Anzahl Kühe}}$	0,000143	0,000191	0,000364 ^a	0,000061	1,16
$\delta_{\text{Stickstoffimport}}$	0,000016	0,000091	0,000076	0,000084	0,66
$\delta_{\text{Anteil Grünland}}$	-0,000308	0,000208	-0,000239	0,000195	0,33
$\delta_{\text{Anteil Lohnunternehmer}}$	0,003918 ^a	0,001081	0,003003 ^a	0,000978	-0,85
$\delta_{\text{Höherer Bildungsabschluss}}$	-0,000144	0,000090	-0,000128	0,000086	0,18
$\delta_{\text{Betriebsberatung}}$	-0,000095	0,000092	-0,000076	0,000089	0,21
$\delta_{\text{Anteil Familienarbeitskräfte}}$	-0,001165 ^a	0,000252	-0,001458 ^a	0,000216	-1,16
$\delta_{\text{Anteil Eigenland}}$	-0,000065	0,000210	-0,000204	0,000197	-0,66
$\delta_{\text{Anteil Eigenkapital}}$	-0,001958 ^a	0,000241	-0,001714 ^a	0,000233	1,02
ψ_0	-5,020836 ^a	0,188071	-4,961826 ^a	0,152029	0,31
ψ_{Arbeit}	-0,008208	0,257958	0,165200	0,236835	0,67
$\psi_{\text{Fläche}}$	2,079524 ^a	0,551112	2,108602 ^a	0,473153	0,05
ψ_{AV}	0,773543 ^a	0,244879	0,714433 ^a	0,213142	-0,24
ψ_{Energie}	-0,922471 ^b	0,377563	-0,951757 ^a	0,337107	-0,08
$\psi_{\text{Erlöse}}$	0,561245 ^c	0,297182	0,694275 ^a	0,252021	0,45
ψ_{Zeit}	0,110783	0,109892	0,080915	0,100708	-0,27
ϕ_0	-6,861562 ^a	0,757856	-7,014227 ^a	0,661042	-0,20
ϕ_{Arbeit}	-0,101350	0,585802	-0,226592	0,549370	-0,21
$\phi_{\text{Fläche}}$	-2,728099 ^b	1,104021	-2,960633 ^a	1,009766	-0,21
ϕ_{AV}	-1,074325 ^a	0,388084	-1,109986 ^a	0,328350	-0,09
ϕ_{Energie}	-0,887902	0,738718	-0,873501	0,698243	0,02
$\phi_{\text{Erlöse}}$	-2,305686 ^a	0,612920	-2,606012 ^a	0,571951	-0,49
ϕ_{Zeit}	-0,158346	0,222410	-0,135460	0,203533	0,10
Monotonie Inputs, Energie	71,6 %		100,0 %		
Konkavität Inputs, Energie	66,2 %		99,8 %		
Monotonie Zeit	65,8 %		66,7 %		
Monotonie Output	100,0 %		100,0 %		
$E[\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)]$	63,7 %		64,5 %		

^{a,b,c} signifikant auf 1 %/5 %/10 %-Niveau; AV=Anlagevermögen

Quelle: eigene Berechnungen

Hinsichtlich der partiellen Elastizitäten in Tabelle 4.5 weist der Input Vorleistungen mit 0,52 im Mittel den höchsten Wert auf. Für Milchviehbetriebe ähnliche Ergebnisse finden BRÜMMER et al. (2002) und KELLERMANN et al. (2011). Mit deutlichem Abstand folgen die Inputs Fläche und Arbeit auf Platz zwei und drei. Der Energieverbrauch weist eine Elastizität von durchschnittlich 0,07 auf. Schlusslicht bildet die Elastizität des Anlagevermögens. Im Vergleich der Elastizitäten von Energie und den konventionellen Inputs wird deutlich, dass für den Energieverbrauch ein nur begrenzter Einfluss auf die Produktion festzustellen ist. Im Gegensatz hierzu ermitteln REINHARD et al. (2000) eine Elastizität für Energie von 0,46. In DREESMAN (2007) hingegen ist der Koeffizient erster Ordnung des Energieeinsatzes nicht einmal signifikant von Null verschieden und die Elastizität beträgt 0,03. Wie der Unterschied in den Elastizitäten indiziert, ist die angesprochene Kollinearität zwischen Energie und den Vorleistungen empirisch nicht relevant. Die partielle Elastizität der Zeitvariablen (technischer Fortschritt) beträgt durchschnittlich 2,6 % pro Jahr. Wie in Tabelle 4.4 zu sehen, ist der beobachtete technische Fortschritt signifikant arbeitssparend. Unter Berücksichtigung des quadratischen Terms der Zeitvariablen in Tabelle 4.4 ist jedoch eine im Zeitablauf stark fallende Rate des technischen Fortschritts zu konstatieren. Ähnliche Ergebnisse ermitteln LATRUFFE et al. (2011) für die Periode von 1990 bis 2007. Im Gegensatz hierzu stellen KELLERMANN et al. (2011) für den Zeitraum von 2000 bis 2008 eine jährlich zunehmende Rate des technischen Fortschritts fest. Die Skalenelastizität mit einem mittleren Wert von 1,3 zeigt, dass sich die Betriebe im Bereich zunehmender Skalenerträge befinden und die optimale Skalengröße noch nicht erreicht ist. So lässt sich die Produktivität durch einen zunehmenden Einsatz aller Inputs weiter steigern. Andere Studien eruieren auch zunehmende Skalenerträge für Milchviehbetriebe in Deutschland (BRÜMMER et al. 2002, LATRUFFE et al. 2011). KELLERMANN et al. (2011) hingegen ermittelt für bayerische Milchviehbetriebe abnehmende Skalenerträge.

Tabelle 4.5: Partielle Elastizitäten, Skalenelastizität und Effizienzwerte

	Mittelwert	Standardabweichung	Min	Max
Vorleistungen	0,520	0,049	0,366	0,699
Arbeit	0,101	0,028	0,000	0,190
Anlagevermögen	0,051	0,021	0,000	0,138
Fläche	0,262	0,047	0,102	0,448
Energie	0,066	0,028	0,000	0,171
Erlös	-0,773	0,039	-0,893	-0,620
Zeit	0,026	0,052	-0,057	0,109
Skalenelastizität	1,297	0,068	1,120	1,612
Effizienzwert	63,9 %	7,5 %	35,8 %	95,8 %

Quelle: eigene Berechnungen

Der durchschnittliche Effizienzwert der Betriebe beträgt 63,9 % (Tabelle 4.5). Das Effizienz-niveau ist im Vergleich zu Studien mit betriebswirtschaftlichem Fokus, wie z.B. von KELLERMANN et al. (2011, 88,2 % für die Jahre 2000-2008) oder von SAUER und LATACZ-LOHMANN (2015, 91 % für die Periode 1996-2010), als gering einzustufen. Ein Grund für den relativ geringen Effizienzwert ist das untersuchte Sample selbst, dass hinsichtlich der Größenverhältnisse heterogen ist (vgl. Tabelle 4.1). Dies führt zu einer relativ hohen Variation der partiellen Faktorproduktivitäten, die sich in Summe auf den Effizienzwert auswirken. Auch innerhalb der biologischen Leistungskennziffern, wie der Milchleistung und der Remontierungsrate, die sich statistisch signifikant auf die Effizienz auswirken (vgl. Tabelle 4.4), sind erhebliche Unterschiede zwischen den Betrieben festzustellen. Die Variation und Heterogenität führen zu einer insgesamt weiteren Distanz des Samples zur Frontier, da diese durch den effizienten Rand der Technologie definiert ist. Außerdem diskriminiert die Dimension des Energieverbrauchs die Betriebe zusätzlich (vgl. Abbildung 4.1). Wie REINHARD et al. (2000) feststellen, ist bei der Berücksichtigung von Energie der ermittelte Effizienzwert im Vergleich zu einem rein betriebswirtschaftlichen Effizienzwert um rund 11 %-Punkte geringer, wobei es die relativ hohe Elastizität des Energieverbrauchs in REINHARD et al. (2000) zu berücksichtigen gilt. Auch ein Vergleich mit Vollkostenauswertungen von Milchviehbetrieben in Schleswig-Holstein (LK S-H 2011) begründet die ermittelten Effizienzwerte. So betragen die Vollkosten von mehr als 1 150 ausgewerteten Betrieben im WJ 2010/11 im Durchschnitt rund 48,0 ct/kg energiekorrigierter Milch (ECM), wobei hierbei Kosten für komplementäre Produkte der Milchproduktion mit inbegriffen sind. Die 25 % wirtschaftlich erfolgreichsten Betriebe produzieren für 40,8 ct/kg ECM, die 25 % am wenigsten wirtschaftlich erfolgreichen für 57,3 ct/kg ECM. Werden die Ergebnisse der Vollkostenauswertung mit den Effizienzwerten in Bezug gebracht, so ist zu berücksichtigen, dass die Frontier den *effizienter Rand* der Technologiemenge widerspiegelt und nicht den *Durchschnitt der 25 % wirtschaftlich erfolgreichsten*. Wird zur Vereinfachung ein linearer Verlauf der Kosten angenommen, so ist der Vergleich der 25 % der wirtschaftlich erfolgreichsten mit den 25 % am wenigsten wirtschaftlich erfolgreichsten eine adäquate Approximation für einen Vergleich der Kosteneinsparpotentiale aus der Vollkostenrechnung mit dem hier ermittelten Effizienzwert. Demnach beträgt das Kosteneinsparpotential der Studie der LK-SH 28,8 %²⁷. Wie die Ausführungen zeigen, plausibilisieren die genannten Gründe in der Summe den hier ermittelten relativ niedrigen Effizienzwert.

²⁷ Die analog ermittelten Kosteneinsparpotentiale der WJ 2008/09 und 2009/10 betragen 28,4 % und 31,1 % (LK-SH 2009, 2010).

Die Ergebnisse des TE-Modells in Tabelle 4.4 zeigen, dass ein höherer VLN einen positiven Einfluss auf die Effizienz aufweist. Entsprechende Ergebnisse für die Ertragsmesszahl, die auch Bestandteil des VLN ist, finden sich z.B. in KELLERMANN et al. (2011)²⁸. Überraschend hingegen ist das Ergebnis, das Betriebe, deren Flächen sich überwiegend im benachteiligten Gebiet befinden, mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % effizienter sind als Betriebe, die keine oder nur wenige Flächen in benachteiligten Gebieten haben. Im Gegensatz hierzu eruiert LATRUFFE et al. (2011) einen geringeren Effizienzwert für Betriebe, die überwiegend in benachteiligten Gebieten wirtschaften. Dass die hier analysierten Betriebe in überwiegend benachteiligten Gebieten eine spezielle finanzielle Förderung benötigen, kann aus effizienzanalytischer Sicht nicht bestätigt werden (vgl. VERORDNUNG (EG) 2005). Positiven Einfluss auf die Effizienz nehmen eine geringere Remontierungsrate und eine höhere Milchleistung. Zu vergleichbaren Ergebnissen kommen Studien von WEERSINK et al. (1990) und THOMET et al. (2002). Somit kann auch aus Sicht der Energieeffizienz eine sog. „Nachhaltige Intensivierung“, wie sie unter anderem aus Gründen der globalen Ernährungssicherheit gefordert wird (vgl. BUCKWELL et al. 2014), unterstützt werden. Keine eindeutige Aussage lässt sich über den Einfluss der Herdengröße auf die Effizienz treffen, da der Schätzer an der korrigierten Distanzfunktion zwar signifikant positiv ist, aber verzerrt sein kann (vgl. Kapitel 4.3.2). Der Anteil an ausgelagerten Arbeiten beeinflusst die Effizienz negativ. Eine Erklärung hierfür ist, dass ein höherer Anteil an ausgelagerten Arbeiten zusätzliche Terminkosten verursacht und ggf. Einsparungen im Vergleich zur Eigenmechanisierungen übersteigt. Ein höherer Anteil an Familienarbeitskräften senkt die Ineffizienz wie auch ein steigender Anteil an Eigenkapital. So argumentieren LATRUFFE et al. (2011), dass Familienarbeitskräfte produktiver sind als Angestellte und deshalb die Effizienz steigern. Die Ergebnisse von ZHU et al. (2012) widersprechen dem, unterstützen allerdings den hier ermittelten positiven Einfluss eines geringeren Fremdkapitalanteils auf die Effizienz, in dem sie einen positiver Zusammenhang zwischen der Ineffizienz und der kurzfristigen Verschuldung feststellen. Auch nach TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN (2011) korreliert ein höherer Eigenkapitalanteil positiv mit der Effizienz. Für die die Höhe des Stickstoffimports, den Grünlandanteil, dem Bildungsabschluss des Betriebsleiters, dem Bezug von Beratungsdienstleistungen und dem Anteil an Eigenland kann kein Einfluss auf die Effizienz festgestellt werden.

²⁸ Analysen mit betriebswirtschaftlichem Fokus werden zum Vergleich der Ergebnisse herangezogen, um Widersprüche bzw. Übereinstimmungen zu den Determinanten der Energieeffizienz aufzuzeigen.

4.5.3 Substitutionselastizität der Inputs

Tabelle 4.6 beinhaltet den Median der Substitutionselastizitäten zwischen den Inputs. Dabei sind nur theoretisch konsistente Beobachtungen berücksichtigt.

Tabelle 4.6: Substitutionselastizitäten der Inputs

	Vorleistungen	Arbeit	Anlagevermögen	Fläche	Energie	
Vorleistungen	-	1,88	2,51	1,18	3,50	
Arbeit	1,88	-	4,48	-0,85	2,86	
Anlagevermögen	2,51	4,48	-	-0,96	-4,52	
Fläche	1,18	-0,85	-0,96	-	-1,70	
Energie	3,50	2,86	-4,52	-1,70	-	

Quelle: eigene Berechnungen

Für den Energieverbrauch ist eine relativ hohe Substitutionselastizität zu den Vorleistungen festzustellen. So können innerhalb des Mix an Vorleistungen energieintensive Vorleistungskombinationen durch relativ energieextensive Vorleistungen substituiert werden (vgl. Abbildung 4.1). Beispiele für eine Substitution sind eine Anpassung der Flächenbewirtschaftung oder eine Anpassung der verfütterten Ration. So kann die relativ energieintensive Produktion von Grassilage oder Ackerfutter durch einen vermehrten Anbau an Silomais, der einen geringeren Stickstoffbedarf aufweist, oder der Nutzung von Weiden ersetzt werden (KRAATZ 2009). Ferner besteht die Austauschmöglichkeit zwischen eigens erzeugtem Kraftfutter und zugekauften Futter, was sich in unterschiedlichen Vorleistungs- und Energieniveaus widerspiegelt. Weitere Beispiele beziehen sich auf die Verringerung von Futtermitteln und die Erhöhung der Grundfutterleistung, die die Menge an die zum Ausgleich notwendigen (Kraft-)Futtermittel reduziert, oder auf die Nutzung von Skaleneffekten, z.B. durch eine Steigerung der Milchleistung (KRAATZ 2009, FRANK et al. 2013). Letzteres ist kongruent mit dem festgestellten positiven Zusammenhang zwischen der Energieeffizienz und der Milchleistung. Eine ebenfalls relativ hohe Substitutionselastizität besteht zwischen den Inputs Energieverbrauch und Arbeit, wenn auch in geringerem Umfang als zwischen dem Energieverbrauch und den Vorleistungen. Als Beispiel ist der Einsatz von automatischen Melksystemen zu nennen, die weniger Arbeit aber mehr Energieeinsatz in Form von Strom fordern (HARMS 2012). Die Inputs Energieverbrauch und Anlagevermögen sowie die Inputs Energieverbrauch und Fläche stehen komplementär zueinander. So ist das in der Milchviehhaltung eingesetzte Anlagevermögen (Stallanlagen, Maschinen) und die Bewirtschaftung von Flächen in der Regel auf Energie in Form von Strom und Dieselkraftstoff angewiesen. Weitere komplementäre Bezie-

hungen bestehen zwischen der Fläche und der Arbeit sowie der Fläche und dem Anlagevermögen. Letzteres Ergebnis ist bei relativ stark an die Flächen gebundenen Produktionssystemen zu erwarten, da z.B. die Stallkapazität von der zur Verfügung stehenden Futterfläche bzw. der Ausbringfläche für organische Dünger abhängig ist. Die Komplementarität zwischen Fläche und Arbeit ist auf ein Mindestmaß an Arbeitszeit zur Bewirtschaftung von Flächen zurückzuführen. Vorleistungen können durch alle anderen Inputs substituiert werden, wobei die Substitutionselastizität zur Fläche den geringsten Wert aufweist. So ist denkbar, dass Vorleistungen hinsichtlich einer Intensivierung der Produktion Fläche in einem bestimmten Umfang substituieren können bzw. ein vermehrter Einsatz an Flächen Vorleistungen ersetzt. Ein weiteres Beispiel ist die Substitution von Fläche durch den vermehrten Zukauf an Futtermitteln, der sich wiederum in den Vorleistungen widerspiegelt. Als Beispiel für die Substitution von Arbeit durch Vorleistungen ist der vermehrte Bezug von zugekauften Futtermitteln und/oder Dienstleistungen möglich, die somit Arbeitszeit einsparen. Für die Substitution von Anlagevermögen und Arbeit kommt die Verschiebung von variablen Kosten, die durch Vorleistungen repräsentiert werden, in den Bereich fixer Kosten, die durch das Anlagevermögen repräsentiert werden, in Betracht. Durch den Einsatz größerer Maschinen können Degressionseffekte bei variablen Kosten genutzt werden, wobei die fixen Kosten größerer Maschinen entsprechend steigen (KTBL 2012). Schließlich besteht eine relativ hohe Substitutionselastizität zwischen dem Anlagevermögen und der Arbeit. Beispielsweise kann durch den Einsatz größerer Melkkapazitäten oder automatischen Melksystemen Arbeit eingespart werden, was wiederum einen vermehrten Einsatz von Kapital erfordert (vgl. HARMS 2012).

4.6 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Arbeit analysierte 202 spezialisierte Milchviehbetriebe aus Norddeutschland in den WJ 2008/09 bis 201/11 hinsichtlich ihrer Energieeffizienz. Mittels einer inputorientierten stochastischen Distanzfunktion wurden neben dem Effizienzwert auch Determinanten der Effizienz sowie Substitutionselastizitäten zwischen den Inputs ermittelt.

Als Ergebnis ist festzuhalten, dass die Betriebe bei einem mittleren Effizienzwert von 63,9 % ein relativ hohes Einsparpotential an Inputs und Energie aufweisen. Ein höherwertiger Betriebsstandort, eine Bewirtschaftung von Flächen in überwiegend benachteiligtem Gebiet und ein geringerer Anteil an ausgelagerten Arbeiten nehmen positiven Einfluss auf die Effizienz. Eine Intensivierung der Produktion im Sinne der Forderung einer geringeren Remontierungsrate und höheren Milchleistung der Tiere ist ebenfalls der Effizienz förderlich. Hingegen be-

steht kein Zusammenhang zwischen der Effizienz und den Variablen Ausbildungsgrad, Inanspruchnahme von Beratung, Höhe des Zukaufs an Stickstoff, Grünlandanteil sowie Bestandesgröße. Hinsichtlich der Faktorausstattung korreliert ein höherer Anteil an Familienarbeitskräften und Eigenkapital positiv mit der Effizienz. Für den Anteil an Eigenland liegt kein Einfluss auf die Effizienz vor. Ein Vergleich mit der Literatur zeigt, dass für einige Determinanten ein übereinstimmender Einfluss bzw. kein signifikanter Widerspruch zwischen einer betriebswirtschaftlich effiziente Produktion und einer energieeffizienten Produktion festzustellen ist. Dies lässt auf einen gewissen Grad an Zielkongruenz zwischen einer betriebswirtschaftlich effizienten und einer energieeffizienten Produktion schließen. Es bietet sich als Ziel weiterer Studie an, diesen Sachverhalt näher zu analysieren und zu quantifizieren. Die Ergebnisse der Substitutionselastizitäten zeigen, dass Energie relativ leicht durch (energieextensive) Vorleistungen und Arbeit substituierbar ist. So ist prinzipiell eine Verringerung des Energieverbrauchs über vorhandene Ineffizienz hinaus möglich. Die Inputs Fläche und Anlagevermögen sind hingegen komplementär zum Energieverbrauch. Komplementär zueinander ist der Einsatz von Fläche mit dem Einsatz von Arbeit und von Anlagevermögen. Substitutionsmöglichkeiten bestehen ferner zwischen dem Input Vorleistungen und den Inputs Arbeit, Anlagevermögen und Fläche. Durch eine relativ hohe Substitutionselastizität zwischen dem Anlagevermögen und der Arbeit können diese Inputs relativ einfach gegeneinander ausgetauscht werden.

Für weitere Forschungsarbeiten empfiehlt es sich, unbeobachtete Heterogenität in der Schätzung mit zu berücksichtigen (ABDULAI und TIETJE 2007). Ferner können Datensätze, welche Betriebe über längere Zeiträume betrachten, verwendet werden, um die Produktivitätsentwicklung unter Berücksichtigung des Energieverbrauches zu eruieren.

Danksagung

Der Autor bedankt sich bei der Deutschen Bundesstiftung Umwelt (DBU) für die finanzielle Förderung. Ferner gilt der act GmbH Dank für die Bereitstellung der Daten.

Literaturverzeichnis

- ABDULAI, A.; TIETJE, H. (2007): Estimating technical efficiency under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models: application to northern German dairy farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 34 (3): 393–416.
- AIGNER, D.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*. In: *Journal of Econometrics* 6 (1): 21–37.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. In: *Empirical Economics* 20 (2): 325–332.
- BELOTTI, F.; DAIDONE, S.; ILARDI, G.; ATELLA, V. (2013): Stochastic frontier analysis using Stata. In: *The Stata Journal* 13 (4): 719-758.
- BELTRÁN-ESTEVE, M.; GÓMEZ-LIMÓN, J.A.; PICAZO-TADEO, A.J.; REIG-MARTÍNEZ, E. (2014): A metafrontier directional distance function approach to assessing eco-efficiency. In: *Journal of Productivity Analysis* 41 (1): 69–83.
- BLANCARD, S.; MARTIN, E. (2014): Energy efficiency measurement in agriculture with imprecise energy content information. In: *Energy Policy* 66: 198–208.
- BLESER, P. (2014): Energie clever nutzen – Innovative Energiekonzepte für die landwirtschaftliche Tierhaltung., Rede, 11. November 2014, Hannover, <<http://www.bmel.de/SharedDocs/Reden/2014/11-11-BL-WettbewerbLandwirtschaftlichesBauen.html>>, [09/01/2014].
- BOYD, G.A.; PANG, J.X. (2000): Estimating the linkage between energy efficiency and productivity. In: *Energy Policy* 28 (5): 289–296.
- BRÜMMER, B.; GLAUBEN, T.; THIJSEN, G. (2002): Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (3): 628–644.
- BRÜMMER, B.; LOY, J.-P. (2004): Einführung der Milchquotenbörse in Österreich. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt- und Wasserwirtschaft, Wien, Österreich. Göttingen, Kiel. <http://www.milchtrends.de/fileadmin/dam_uploads/Projektordner/Literatur_-_Agrarpolitik/Brummer_Loy%2004.pdf>

- 202004%20-%20Einführung%20der%20Milchquotenbourse%20in%20O.pdf>, [02/03/2015].
- BUCKWELL, A.; UHRE, A.N.; WILLIAMS, A.; POLÁKOVÁ, J.; BLUM, W.E.H.; SCHIEFER, J.; LAIR, G.J.; HEISSENNHUBER A.; SCHIEBL, P.; KRÄMER, C.; HABER, W. (2014): Sustainable Intensification of European Agriculture. A review sponsored by the RISE Foundation., RISE - Rural Investment Support for Europe. Brussels. <http://www.risefoundation.eu/images/pdf/si%202014_%20full%20report.pdf>, [19/03/2015].
- BUNDESGESETZBLATT (1991): Bewertungsgesetz. In der Fassung der Bekanntmachung vom 01.02.1991 (BGBl. I S. 230). Zuletzt geändert durch Gesetz vom 18.07.2014 (BGBl. I S. 1042) m.W.v. 24.07.2014.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (BMELV) (2011): Amtschef- und Agrarministerkonferenz vom 26. bis 28. Oktober 2011 in Suhl. <http://www.klimawandel-und-klimaschutz.de/fileadmin/SITE_MASTER/content/Dokumente/Downloads/AMKOkt2011BMELVKlimawandel.pdf>, [09/01/2014].
- BUNDESMINISTERIUM FÜR UMWELT, NATURSCHUTZ, BAU UND REAKTORSICHERHEIT (BMUB) (2014): Die deutsche Klimaschutzpolitik. <www.bmub.bund.de/P3033/>, [09/01/2015].
- CAUDILL, S.B.; FORD, J.M.; GROPPER, D.M. (1995): Frontier Estimation and Firm-Specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroscedasticity. In: Journal of Business & Economic Statistics 13 (1): 105–111.
- CHAMBERS, R. G. (1988): Applied production analysis. Cambridge University Press, Cambridge.
- COELLI, T.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G. (2007): Environmental efficiency measurement and the materials balance condition. In: Journal of Productivity Analysis 28 (1-2): 3–12.
- COELLI, T.J. (2000): On the econometric estimation of the distance function representation of a production technology. CORE Discussion Papers, 200/42. <<http://hdl.handle.net/2078.1/4131>>, [15/01/2015].

- COELLI, T.J.; BATTESE, G.E.; O'DONNELL, C.J.; RAO, D.P. (2005): An introduction to efficiency and productivity analysis. 2nd ed. New York, N.Y: Springer.
- DIEWERT, W.E.; WALES, T.J. (1987): Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions. In: *Econometrica* 55 (1): 43.
- DREESMAN, A. (2007): Messung von Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Einbeziehung von Umweltwirkungen, Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K. (1986): Scale economies and duality. In: *Journal of Economics Zeitschrift* 46 (2): 175–182.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA, C. (1989): Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 71 (1): 90–98.
- FÄRE, R.; PRIMONT, D. (1995): Multi-output production and duality. Theory and applications. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- FARRELL, M.J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency. In: *Journal of the Royal Statistical Society* 120 (3): 253–290.
- FRANK, H.; SCHMID, H.; HÜLSENBERGEN, K.-J. (2013): Energie- und Treibhausgasbilanz milchviehhaltender Landwirtschaftsbetriebe in Süd- und Westdeutschland. In: K.-J Hülsenbergen, G. Rahmann (Eds.): *Klimawirkungen und Nachhaltigkeit ökologischer und konventioneller Betriebssysteme - Untersuchungen in einem Netzwerk von Pilotbetrieben*. Braunschweig (Thünen Report, 8): 139–166.
- GÓMEZ-LIMÓN, J.A.; PICAZO-TADEO, A.J.; REIG-MARTÍNEZ, E. (2012): Eco-efficiency assessment of olive farms in Andalusia. In: *Land Use Policy* 29 (2): 395–406.
- HARMS, J. (2012): Wirtschaftlichkeit automatischer Melksysteme unter Berücksichtigung der Übergangszeit vom konventionellen zum automatischen Melken. Abschlussbericht, Institut für Pflanzenproduktion, Landesforschungsanstalt für Landwirtschaft und Fischerei Mecklenburg-Vorpommern, Gülzow.
- HENNINGSEN, A. (2012): micEcon: Microeconomic Analysis and Modelling. R package version 0.6-10., <http://CRAN.R-project.org/package=micEcon>.

- HENNINGSSEN, A.; HENNING, C.H.C.A. (2009): Imposing regional monotonicity on translog stochastic production frontiers with a simple three-step procedure. In: *Journal of Productivity Analysis* 32 (3): 217–229.
- HETEMÄKI, L. (1996): Essays on the impact of pollution control on a firm. A distance function approach. Helsinki: Helsingin Tutkimuskeskus (Finnish Forest Research Institute research papers, 609).
- HOANG, V.-N.; ALAUDDIN, M. (2010): Assessing the eco-environmental performance of agricultural production in OECD countries: the use of nitrogen flows and balance. In: *Nutrient Cycling in Agroecosystems* 87 (3): 353–368.
- HOANG, V.-N.; ALAUDDIN, M. (2011): Analysis of agricultural sustainability: A review of exergy methodologies and their application in OECD countries. In: *International Journal of Energy Research* 35 (6): 459–476.
- HOANG, V.-N.; ALAUDDIN, M. (2012): Input-Orientated Data Envelopment Analysis Framework for Measuring and Decomposing Economic, Environmental and Ecological Efficiency: An Application to OECD Agriculture. In: *Environmental and Resource Economics* 51 (3): 431–452.
- HOANG, V.-N.; RAO, D.S.P. (2010): Measuring and decomposing sustainable efficiency in agricultural production: A cumulative exergy balance approach. In: *Ecological Economics* 69 (9): 1765–1776.
- HÜLSBERGEN, K.-J.; FEIL, B.; BIERMANN, S.; RATHKE, G.-W.; KALK, W.-D.; DIEPENBROCK, W. (2001): A method of energy balancing in crop production and its application in a long-term fertilizer trial. In: *Agriculture, Ecosystems & Environment* 86 (3): 303–321.
- INTERNATIONAL ENERGY AGENCY (IEA) (2012): *World Energy Outlook 2012*. Paris, France: International Energy Agency.
- IRZ, X.; THIRTLE, C. (2004): Dual Technological Development in Botswana Agriculture: A Stochastic Input Distance Function Approach. In: *J Agricultural Economics* 55 (3): 455–478.
- JONES, M. (1989): Analysis of the use of energy in agriculture—Approaches and problems. In: *Agricultural Systems* 29 (4): 339–355.
- KALTSCHMITT, M.; REINHARDT, G. (1997): *Nachwachsende Energieträger. Grundlagen, Verfahren, ökologische Bilanzierung*. Braunschweig: Vieweg.

- KELLERMANN, M.; SALHOFER, K. (2011): Der Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und wirtschaftlichem Erfolg: eine Analyse für bayerische Milchviehbetriebe. In: German Journal of Agricultural Economics 60 (4): 230–242.
- KRAATZ, S. (2009): Ermittlung der Energieeffizienz in der Tierhaltung am Beispiel der Milchviehhaltung, Dissertation, Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin.
- KUMBHAKAR, S.C. (2002): Specification and Estimation of Production Risk, Risk Preferences and Technical Efficiency. In: American Journal of Agricultural Economics 84 (1): 8–22.
- KUMBHAKAR, S.C. (2012): Specification and estimation of primal production models. In: European Journal of Operational Research 217 (3): 509–518.
- KUMBHAKAR, S.C. (2013): Specification and estimation of multiple output technologies: A primal approach. In: European Journal of Operational Research 231 (2): 465–473.
- KURATORIUM FÜR TECHNIK UND BAUWESEN IN DER LANDWIRTSCHAFT E. V. (KTBL): MaKost. Internetanwendung, <<http://daten.ktbl.de/makost/navigation.do?selectedAction=start#start>>, [19/03/2015].
- LANDWIRTSCHAFTSKAMMER SCHLESWIG-HOLSTEIN (LK-SH) (2009): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2008/09. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rindertag_2008-2009_Gesamtauswertung.pdf>, [16/03/2015].
- LK S-H (2010): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2009/2010. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rinderreport_2010.pdf>, [16/03/2015].
- LK S-H (2011): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2010/2011. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rinderreport_2011.pdf>, [16/03/2015].
- LATRUFFE, L.; BRAVO-URETA, B.E.; MOREIRA, V.H.; DESJEUX, Y.; DUPRAZ, P. (2011): Productivity and Subsidies in European Union Countries: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers. EAAE 2011 International Congress, August 30–September 2, 2011, Zurich, Switzerland. <<http://purl.umn.edu/114396>>, [08/01/2015].

- LAUWERS, L. (2009): Justifying the incorporation of the materials balance principle into frontier-based eco-efficiency models. In: *Ecological Economics* 68 (6): 1605–1614.
- LOVELL, C.A.K.; RICHARDSON, S.; TRAVERS, P.; WOOD, L. (1994): Resources and Functionings: A new View of Inequality in Australia. In: Wolfgang Eichhorn (Ed.): *Models and measurement of welfare and inequality*. Berlin, New York: Springer-Verlag: 787–807.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. In: *International Economic Review* 18 (2): 435–444.
- MEUL, M.; NEVENS, F.; REHEUL, D.; HOFMAN, G. (2007): Energy use efficiency of specialised dairy, arable and pig farms in Flanders. In: *Agriculture, Ecosystems & Environment* 119 (1-2): 135–144.
- MOHAMMADI, A.; TABATABAEFAR, A.; SHAHIN, S.; RAFIEE, S.; KEYHANI, A. (2008): Energy use and economical analysis of potato production in Iran a case study: Ardabil province. In: *Energy Conversion and Management* 49 (12): 3566–3570.
- MOREY, E.R. (1986): An Introduction to Checking, Testing, and Imposing Curvature Properties: The True Function and the Estimated Function. In: *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* 19 (2): 207–235.
- NASSIRI, S.M.; SINGH, S. (2009): Study on energy use efficiency for paddy crop using data envelopment analysis (DEA) technique. In: *Applied Energy* 86 (7-8): 1320–1325.
- NGUYEN, T.T.; HOANG, V.-N.; SEO, B. (2012): Cost and environmental efficiency of rice farms in South Korea. In: *Agricultural Economics* 43 (4): 369–378.
- OUDE LANSINK, A.; BEZLEPKIN, I. (2003): The effect of heating technologies on CO₂ and energy efficiency of Dutch greenhouse firms. In: *Journal of Environmental Management* 68 (1): 73–82.
- OUDE LANSINK, A.; SILVA, E. (2003): CO₂ and Energy Efficiency of Different Heating Technologies in the Dutch Glasshouse Industry. In: *Environmental and Resource Economics* 24 (4): 395–407.
- OUDE LANSINK, A.; WALL, A. (2014): Frontier models for evaluating environmental efficiency: an overview. In: *Economic and Business Letters* 3 (1): 43–50.

- PAGAN, A. (1984): Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors. In: *International Economic Review* 25 (1): 221–247.
- PITTMAN, R.W. (1983): Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs. In: *The Economic Journal* 93 (372): 883–891.
- R CORE TEAM (2013): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <http://www.R-project.org/>.
- RASMUSSEN, S. (2010): Scale efficiency in Danish agriculture: an input distance-function approach. In: *European Review of Agricultural Economics* 37 (3): 335–367.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.; THIJSSSEN, G. (2000): Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. In: *European Journal of Operational Research* 121 (2): 287–303.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.A.K.; THIJSSSEN, G. (1999): Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1): 44–60.
- REINHARDT, G. (1993): Energie- und CO₂-Bilanzierung nachwachsender Rohstoffe. Braunschweig, Wiesbaden: Vieweg.
- ROSEN, M.A.; DINCER, I. (2001): Exergy as the confluence of energy, environment and sustainable development. In: *Exergy, An International Journal* 1 (1): 3–13.
- SAUER, J. (2006): Economic Theory and Econometric Practice: Parametric Efficiency Analysis. In: *Empirical Economics* 31 (4): 1061–1087.
- SAUER, J. (2010): Deregulation and dairy production systems: a Bayesian distance function approach. In: *Journal of Productivity Analysis* 34 (3): 213–237.
- SAUER, J.; LATACZ-LOHMANN, U. (2015): Investment, technical change and efficiency: empirical evidence from German dairy production. In: *European Review of Agricultural Economics* 42 (1): 151–175.
- SHEPARD, R. (1970): *Theory of Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press.
- STATA CORP LP (2011): *Stata 12.0, Statistics/Data Analysis*. 4905 Lakeway Drive, College Station, Texas 77845 USA.

- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012): Genesis-Online Datenbank. <https://www.destatis.de/EN/Homepage.html>>, [12/07/2013].
- STEFANO, S.E.; FERNANDEZ-CORNEJO, J.; GEMPESAW, C.M.; ELTERICH, J.G. (1992): Dynamic structure of production under a quota: The case of milk production in the Federal Republic of Germany. In: *Eur Rev Agric Econ* 19 (3): 283–299.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2011): Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 101–118.
- THOMET, P.; RÄTZER, H.; DURGIAI, B. (2002): Effizienz als Schlüssel für die wirtschaftliche Milchproduktion. In: *Agrarforschung* 9 (9): 404–409.
- TURLACH, B.A.; WEINGESSEL A. (2013): quadprog: Functions to solve Quadratic Programming Problems. R package version 1.5-5., <http://CRAN.R-project.org/package=quadprog>.
- UMWELTBUNDESAMT (UBA) (2015): Treibhausgas-Emissionen in Deutschland. <www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/384/bilder/dateien/8_tab_thg-emi-quellkat_2014-08-11.pdf>, [12/01/2015].
- VAN MEENSEL, J.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G.; VAN PASSEL, S. (2010): Comparing frontier methods for economic–environmental trade-off analysis. In: *European Journal of Operational Research* 207 (2): 1027–1040.
- VERORDNUNG (EG) (2005): Verordnung (EG) Nr. 1698/2005 des Rates vom 20. September 2005 über die Förderung der Entwicklung des ländlichen Raums durch den Europäischen Landwirtschaftsfonds für die Entwicklung des ländlichen Raums (ELER) (ABl. L 277, 21.10.2005). Zuletzt geändert durch Verordnung (EG) Nr. 1312/2011 vom 21.12.2011 (ABl. L 339, 21.12.2011).
- WANG, H.-J. (2002): Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model. In: *Journal of Productivity Analysis* 18 (3): 241–253.
- WEERSINK, A.; TURVEY, C.G.; GODAH, A. (1990): Decomposition Measures of Technical Efficiency for Ontario Dairy Farms. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie* 38 (4): 439–456.

ZHU, X.; DEMETER, R.M.; OUDE LANSINK, A. (2012): Technical efficiency and productivity differentials of dairy farms in three EU countries: the role of CAP subsidies. In: Agricultural Economics Review 13 (1): 66–92.

Kapitel 5

Does animal welfare influence dairy farm efficiency? A two-stage approach

Joseph Allendorf und Patrick Wettemann

Dieser Beitrag ist zur Publikation im Journal of Dairy Science angenommen worden
(DOI: 10.3168/jds.2015-9390)

Abstract

This article investigated how process-based animal welfare indicators (PAIs) affected the technical efficiency of German dairy farms. A sample of 115 North-Rhine Westphalian dairy farms was used to estimate their technical efficiency with Data Envelopment Analysis. A censored regression model was then applied to quantify the effects of PAIs on technical efficiency. The results indicated that in particular a higher percentage of cow losses, a higher replacement rate and a longer calving interval had, at their respective mean, a negative marginal effect on the technical efficiency of the sample farms. In contrast, a lower age of first calving, a higher in-milk performance and a higher somatic cell count were positively correlated with technical efficiency. Some of the process-based animal welfare indicators followed a polynomial trend, i.e., their influence on technical efficiency has not a constant sign and there were levels for minimum/maximum technical efficiency. The minimum efficiency score at constant returns to scale was obtained when farmers had cow losses of 0.4%, a calving interval of 430 days and a cell count of 146,000 per ml. However, maximum technical efficiency was obtained at a milk yield of 9,796 kg per cow and year. The corresponding amounts in case of technical efficiency under variable returns to scale were at a similar level, except that milk yield showed a positive linear influence on technical efficiency. Moreover, technical efficiency under variable returns to scale was positively correlated with the fat content of milk. The lowest level of technical efficiency was reached at a fat content of 4.1%. Subsequently, we found that efficient dairy farms did not always correspond with recommended values concerning animal welfare criteria. Finally, the results showed that the assumption of a monotone effect direction of PAIs on farm efficiency was inappropriate, and that this issue would need to be addressed in future research.

Keywords: Animal welfare, technical efficiency, dairy farm

5.1 Introduction

In the last decade, various approaches to cost accounting have been widely used to quantify and compare the performance of dairy farms (e.g. GERMAN AGRICULTURAL SOCIETY (DLG), 2004). In addition, the concept of efficiency has been a widely used tool to evaluate economic success (e.g. LATRUFFE et al. 2004; CHAVAS et al. 2005; PERRIGOT and BARROS 2008). In contrast to cost accounting, efficiency analysis takes the whole farming system into account, including non-monetary inputs. FARRELL's (1957) seminal paper distinguishes between tech-

nical and allocative efficiency. While the former focuses on avoiding the wasting of resources in the production process, allocative efficiency considers given prices and production technology to establish whether an optimal combination of inputs and outputs is chosen. The main goal of efficiency analysis is to benchmark firms and designate those with the highest output/input ratio as efficient (FÄRE et al. 1985). Two methodologies are available to estimate efficiency: Data Envelopment Analysis (DEA) (a deterministic and non-parametric method) and Stochastic Frontier Analysis (SFA) (a stochastic parametric method) (MEEUSEN and VAN DEN BROECK 1977, CHARNES et al. 1978). The advantage of DEA is that no assumptions about the functional form of the production frontier need to be made. DEA models can also take account of constraints imposed by policy such as the milk quota in the EU (BREUSTEDT et al. 2011).

In addition to this type of economic performance assessment, animal welfare criteria are increasingly being used to evaluate agriculture production (LUSK and NORWOOD 2011). Improvements in animal welfare are often used to justify to the public modern husbandry methods, new cattle housing or increased natural yields. Hence, public awareness of animal welfare has increased (CURTIS 2007, MEYER ZU WEHDEL 2011, DEUTSCHE AGRARFORSCHUNGS-ALLIANZ 2012). In the scientific literature, different definitions of, and associations with, the term ‘animal welfare’ exist, and various approaches for assessment are available (BOTREAU et al. 2007, CURTIS 2007). CURTIS (2007) suggests a concept of animal welfare indicators based on the rationale that a gap between the potential and the observed production and reproductive performance indicates deficiencies in animal welfare. If animal-based indicators such as metabolic stress or the number of mastitis cases per cow are not available, standardized variables such as milk yield performance, cell count or average economic lifetime of a herd are often used as proxies for animal welfare (OLTENACU and BROOM 2010).

In the economic performance evaluation of farms, such animal welfare criteria mostly play a subsidiary role (DLG 2004). Exceptions are studies by LAWSON et al. (2004a, b), HANSSON and ÖHLMÉR (2008) and BARNES et al. (2011), which all include at least one animal welfare criterion in their economic analysis. LUSK and NORWOOD (2011) point out, however, that the relationship between animal welfare criteria and production economics has been insufficiently explained in the scientific literature. Hence, there is a need to systematically analyze the relationship between animal welfare indicators and economic success and quantify this relationship through adopting a broader approach.

The aim of the present study thus was to investigate the effect of animal welfare criteria on the technical efficiency of a sample of German dairy farms as a proxy for economic success by adopting a two-step procedure consisting of DEA and a censored regression. As price data on some agricultural inputs (e.g. family labor) was not available, the term ‘efficiency’ in the remainder of the paper always refers to technical efficiency.

5.2 Material and Methods

5.2.1 Study design

Since all sample farms had their own heifer rearing operation, it was necessary to include both milk production and heifer rearing in the analysis. The farms were thus modeled with respect to an economic livestock balance sheet. As an analogy to the popular farm-gate balancing approach, we used the barn gate as system boundary. Specifically, the economic livestock balance sheet included all inputs used for milk production and heifer rearing. As a complement, all proceeds from milk production and heifer rearing were counted as output. Efficiency scores were estimated input-oriented, meaning that the maximum possible contraction of inputs was investigated under constant output. The reason for choosing this orientation was the EU milk quota regime which did not allow farms to increase their milk output. Input-oriented efficiency analysis is in this case tantamount to assuming that dairy farmers aim to minimize their production costs.

According to our economic livestock balance sheet, forage and concentrates, intermediates, labor as well as depreciation were used as inputs. Forage contains all roughage (e.g. hay and straw) and feeds of high moisture content (e.g. silage). The costs of forage harvesting and conservation were not included. Intermediates comprise expenses on veterinarian, insemination, electricity, water, insurance, as well as imputed interest on working assets, buildings and milk quota, lease rents for milk quota, super levy payments, land and capital leasing rates as well as overheads and maintenance costs. Labor encompassed both own and hired labor and was expressed in full-time equivalents. The capital input was accounted for by annual depreciation rates. Considering the milk quota as a production limit, the energy corrected milk (ECM) quota was modeled as a non-discretionary input variable. Total revenues as the model’s output variable consisted of the produced milk quantity multiplied by the mean milk price, returns from slaughtered cows, as well as proceeds from heifer sales. Milk quantity and milk prices were recalculated into ECM equivalents, allowing us to control for differences in milk quality between farms. Direct payments linked to the production of milk and heifers (e.g.

suckler cow premium) were also included in the output variable. Animal manure was not included since its output share, and thus its effect on efficiency, would be negligible (GRÄFE 2008).

5.2.2 Data

The data set is a balanced panel of specialized dairy farms from the state of North Rhine-Westphalia, Germany. The panel contained 575 observations, which encompassed 115 farms over a time period from financial year (FY) 2007/08 to FY 2011/12. In the calculations, we used five-year averages per farm to control for year-effects such as varying prices or weather effects. The Chamber of Agriculture of North Rhine-Westphalia provided the data set, with the Chamber providing advisory services to the sample farms. All recorded accountings were in net values, i.e. without value-added tax. To compare and aggregate the observations among single FYs, we inflated monetary inputs and outputs to the base FY 2011/12 by using price indices from the Federal Statistical Office (STATISTISCHES BUNDESAMT 2013). The energy-corrected milk price was exempted thereof. Instead we used the mean milk price across all observed farms so as to not confound the results by differences in milk marketing success.

Table 5.1: Descriptive statistics of the variables for efficiency analysis (n=115)

Variable	Unit	Mean	SD	Minimum	Maximum
<i>Inputs</i>					
Forage	t DM ¹	429	148	145	1,061
Concentrates	t DM	231	100	53	563
Intermediates	Euro	83,200	33,999	24,049	199,432
Labor	FTEh ²	3,738	1,171	925	6,775
Depreciation	Euro	26,157	14,611	2,681	67,241
<i>Non-discretionary input</i>					
Milk Quota	ECM ³ kg	674,131	251,778	186,099	1,680,878
<i>Output</i>					
Revenues	Euro	268,848	104,443	69,741	616,563

¹DM=dry matter, ²FTEh= Hours of standardized labor units, ³ECM= energy corrected milk

Source: own calculations

Table 5.1 presents the descriptive statistics for all variables that were used for the efficiency analysis. The average farm used 429 metric tonnes of forage and 231 metric tonnes of concentrates in milk production and heifer rearing. The farms purchased, on average, intermediates worth €83,200 per year and used 3,737 hours of standardized labor units per year. The aver-

age annual depreciation was €26,157; the average farm had a milk quota of 674,131 kg ECM and generated proceeds of €268,848.

Table 5.2 displays the process-based animal welfare indicators (PAIs) considered in this study. We extend the concept of animal welfare indicators by CURTIS (2007), which compares existing and potential reproductive performance, to include other performance parameters such as milk yield and somatic cell count (OLTENACU and BROOM 2010). Nonetheless the final choice of the variables was essentially determined by their availability in the data set. Accordingly, we took account of stillbirth rate, cow losses, age of first calving and replacement rate. The replacement rate was adjusted for changes in herd size such that it was not distorted by growing or shrinking cow numbers. Other variables considered were milk yield, milk fat and milk protein, and somatic cell counts.

Table 5.2: Descriptive statistics of the variables for the Tobit regressions (n=115)

Variable	Unit	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
<i>Process-based animal welfare indicators</i>					
Stillbirth rate	%	5.1	3.5	0.0	17.9
Cow losses	%	3.5	2.1	0.4	19.1
Age at first calving	Months	29.2	2.3	25.0	35.6
Replacement rate	%	28.5	5.8	16.1	49.2
Milk yield	kg ECM ¹	8,146.2	994.7	5,027.8	10,229.9
Calving interval	Days	407.9	20.2	357.6	467.4
Fat content	%	4.1	0.1	3.8	4.5
Protein content	%	3.4	0.1	3.3	3.5
Somatic cell count	Thousand	185.9	39.9	109.2	346.6
<i>Additional process characteristics</i>					
Access to pasture	0/1; 1=yes	0.80	0.40	0.0	1.0
Share of maize silage	% in forage	23.8	18.2	0.0	69.2
Number of cows	N	90.4	31.7	29.2	216.2
Ann. change herd size	%	3.9	3.6	-8.2	16.5

¹ECM=energy corrected milk

Source: own calculations

In addition to PAIs, other variables were included to characterize the milk production and heifer rearing enterprises in more detail. Some of these variables can be regarded as animal welfare relevant, e.g. access to pasture. Further variables included the percentage of maize silage in feed rations as well as herd size and changes thereof. Not presented in Table 2, but important to provide a better classification of the variables, is the fact that approximately 91.4% of the herds were Holstein Friesian cattle.

5.2.3 Methodological approach

The methodology consisted of two major parts. We first estimated the efficiency of the sample farms using DEA. This estimation yielded a production frontier that envelops all observed input-output combinations. The frontier itself is formed by the farms identified as being efficient. The efficiency of inefficient firms can then be established in relation to the efficient farms on a scale from zero to one, where efficient units are assigned an efficiency score of one. We chose DEA as the tool for measuring efficiency because DEA does not require ex ante specification of the functional form of the production frontier to be estimated. The main disadvantage of DEA compared to SFA lies with its lack of a stochastic component, implying that data or measurement errors are interpreted as inefficiency. Furthermore, exogenous factors affecting efficiency cannot be considered directly in the model (BATTESE and COELLI 1995). The second methodological component consisted of a censored Tobit regression to estimate the impact and marginal effects of PAIs on farm efficiency.

For estimating efficiency scores using DEA, the technology set is defined as T with $j = 1, \dots, J$ farms, with each using the input vector $x = (x_1, \dots, x_I) \in R_+^I$ as well as the non-discretionary input $r = (r_1, \dots, r_Z) \in R_+^Z$, to produce the vector of outputs $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$. Subsequently, T is defined as:

$$T = \{(x, r, y): x \text{ produces } y|r\}. \quad (5.1)$$

T is assumed to be non-negative and closed as well as monotone. In addition, it was convex in inputs and exhibited free disposability of inputs and outputs. It is further assumed that the technology exhibited constant returns to scale (CRS). In the case of CRS we compare all farms across different scale sizes. We further assume that inactivity is possible but the farms have to use a positive amount of inputs to produce output (FÄRE et al. 1985). T is defined as the following input bundle $L(y|r)$, which produces at least one output vector y (see FÄRE et al. 1994):

$$L(y|r) = \{x: y \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j y_j, x \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j x_j, r \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j r_j, \lambda_j \geq 0\}. \quad (5.2)$$

The variable λ_j ensures that all convex combinations of farms are contained in T . The formal DEA model specification is (COELLI et al. 2005):

$$\min_{\theta, \lambda} \theta_{j_0} \quad (5.3a)$$

$$\begin{aligned}
 \text{s.t.} \quad & -y_{mj_0} + \sum_{j=1}^J \lambda_j y_{mj} \geq 0, m = 1, \dots, M, \\
 & \theta_{j_0} x_{ij_0} - \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{ij} \leq 0, i = 1, \dots, I, \\
 & r_{zj_0} - \sum_{j=1}^J \lambda_j r_{zj} \leq 0, z = 1, \dots, Z, \\
 & \lambda_j \geq 0, j = 1, \dots, J, \\
 & (\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1).
 \end{aligned} \tag{5.3b}$$

Model (5.3a) determines the input-oriented efficiency, θ_{j_0} . This means that the maximum proportional reduction of all inputs is $1 - \theta_{j_0}$, while holding output constant. In addition, we imposed the assumption of variable returns to scale (VRS) by means of equation (5.3b) (BANKER et al. 1984). Imposition of the VRS assumption has the advantage that for each inefficient farm the model selects only benchmark farms of similar scale size. The efficiency analysis was executed under CRS as well as VRS, as the scientific literature shows no clear preference concerning the assumptions of scale economics in dairy farming (cf. WEERSINK et al. 1990, FRASER and CORDINA 1999, KOVACS and EMVALOMATIS 2011).

Although DEA models were widely used in empirical efficiency analyses, they have been criticized on the grounds that, in contrast to SFA models, the statistical fit of alternative model formulations cannot be tested. In order to overcome potential problems arising from small sample size (such as overestimation of efficiency scores θ_{j_0}), we used a bootstrap procedure (SIMAR and WILSON 1998, 2000). In addition, DEA models without bootstrapping violate the assumption of independent endogenous variables in regressions. This means that when exogenous variables are to be regressed on efficiency scores, these scores are dependent on each other due to the structure of the DEA models, i.e. because efficiency scores are measured by the distance to efficient observations. Exogenous variables can also be correlated with the error term, with the consequence that the estimators of a regression are biased (XUE and HARKER 1999, COELLI et al. 2005, BOGETOFT and OTTO 2011).

To account for the above limitations, we estimated the efficiency scores $\widehat{\theta}_{j_0}$ using the technology of ‘Bootstrap-world’ \widehat{T} . The algorithm used here is presented and explained in more detail in SIMAR and WILSON (1998, 2000). Calculations of the efficiency scores as well as the bootstrapping procedure were made with the statistical software package R (R CORE TEAM

2013), and with the packages Benchmarking (BOGETOFT and OTTO 2013) and FEAR (WILSON 2010). The bootstrap replications were set to the standard value of 2000.

In a second step, we tested the influence of exogenous variables on the efficiency scores by regressing the PAIs and the other variables in Table 5.2 on the bootstrapped efficiency scores. A fundamental advantage of this second-stage regression compared to earlier integration in the DEA model as non-discretionary variables is that no a priori assumptions of the effective direction of the variables' influence on the efficiency scores have to be made (COELLI et al. 2005). The definition of the model in (5.3a) constrained efficiency scores to the range [0; 1] or 0 and 100%. For this reason, a censored Tobit regression model was applied (TOBIN 1958). However, HIRSCHAUER and MUSSHOF (2013) show that the input-oriented efficiency score in relation to the resource reduction potential is not metric. This means that for the Tobit model (5.4) below, the inverse of the efficiency $1/\widehat{\theta}_j$ was used as endogenous variable. As a consequence, the data was not censored in the interval [0; 1] but for values of less than one. It appears unrealistic to assume linear relationships between some PAIs and the estimated efficiency scores. For example, PAIs such as calving interval are expected to have an optimum value for their influence on efficiency. Hence, the function of exogenous factors was modeled as a polynomial of second degree. The formal model is defined as follows (TOBIN 1958, Greene 2012):

$$e_{j_0}^* = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}_1(h'_{j_0} - \bar{h}'_j) + \tilde{\beta}_2(h'_{j_0} - \bar{h}'_j)^2 + \varepsilon_{j_0}, \quad (5.4)$$

$$e_{j_0} = 1, \text{ if } e_{j_0}^* < 1,$$

$$e_{j_0}^* = e_{j_0}, \text{ if } 1 \leq e_{j_0}^* \leq +\infty.$$

Variable e_{j_0} describes the endogenous variable, i.e. the inverse efficiency score $1/\widehat{\theta}_j$. Vector $h' = (h_1, \dots, h_T) \in R_+^T$ symbolizes the exogenous variables which are centered on their respective mean (\bar{h}'_j). This means that the means of the exogenous variables in model (5.4) are zero (see SNEE and MARQUARDT 1984). $\tilde{\alpha}$ is the constant in the model, $\tilde{\beta}_1$ is the vector of parameters estimates for the linear effect of the exogenous variables. Vector $\tilde{\beta}_2$ contains the estimated parameters of the quadratic term. Characteristics of the normal distributed error terms ε_{j_0} can be found in GREENE (2012). Since separate t-tests were not sufficient to ensure the significance of the impact of the variables in the linear term as well as the quadratic term, a Wald-test was conducted (cf. GREENE 2012).

Through the mean centering of the exogenous variables, the estimated parameters α as well as each element t of the coefficients $\widetilde{\beta}_1$ and $\widetilde{\beta}_2$ have to be corrected as follows (cf. ECHAMBADI and HESS 2007):

$$\alpha = \widetilde{\alpha} - \sum_{t=1}^T (\widetilde{\beta}_{1t} * \overline{h_{jt}} + \widetilde{\beta}_{2t} * \overline{h_{jt}^2}). \quad (5.5)$$

$$\beta_{1t} = \widetilde{\beta}_{1t} - 2 * \widetilde{\beta}_{2t} * \overline{h_{jt}}. \quad (5.6)$$

$$\beta_{2t} = \widetilde{\beta}_{2t}. \quad (5.7)$$

The marginal effects of the exogenous variables on farm efficiency were computed as follows:

$$\frac{\partial E[e_{j_0} | h_{j_0t}]}{\partial h_{j_0t}} = \beta_{1t} * Prob[1 < e_{j_0}^*] + 2 * \beta_{2t} * h_{j_0t} * Prob[1 < e_{j_0}^*]. \quad (5.8)$$

As equation (5.6) shows, the marginal effects of the β coefficients have to be corrected by the probability that $e_{j_0}^*$ took a non-limiting value (GREENE 2012). Through the PAI modeling via a second-order polynomial, we calculated additionally the local minima and maxima of the marginal effects by setting equation (5.8) equal to zero. From an interpretational point of view, this provides an additional benefit: the local minima/maxima indicate levels of PAIs which correspond to minimum or maximum farm inefficiency. Further local minima/maxima show critical levels at which the relationship between PAIs and efficiency changes sign. We applied the described Tobit regression for the bootstrap-corrected efficiency scores calculated under the assumption of VRS and CRS, respectively. These efficiency scores were used as endogenous variables in the Tobit model.

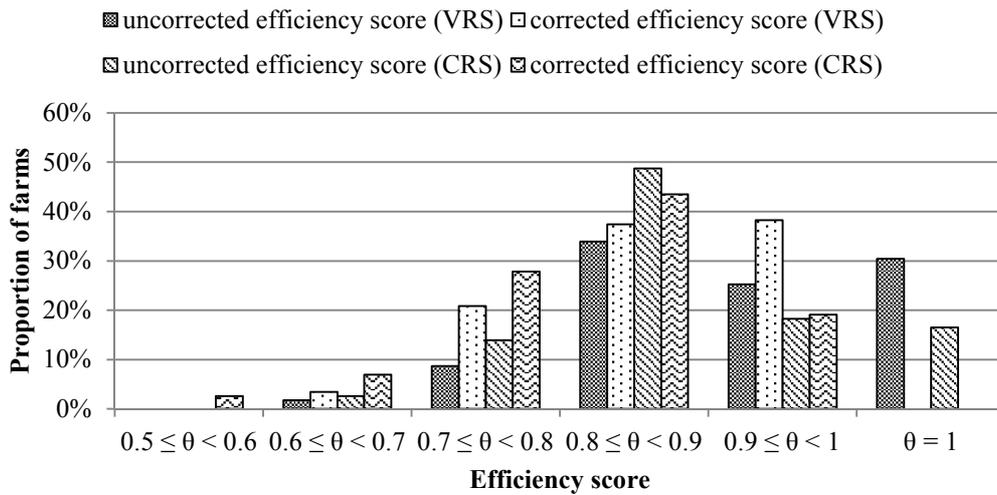
5.3 Results and Discussion

5.3.1 Farm-level efficiency - Step 1

Table 5.3 displays the results of the efficiency analysis, and Figure 5.1 shows the associated distribution of efficiency scores. With respect to CRS, 19 of the 115 farms (16.5%) emerged as efficient (with an average efficiency level of 87.6%) before the bias-correction was conducted. This means that, on average, the sample farms would have to scale down their input use by 12.4% at constant output levels in order to produce efficiently. The average bias-corrected efficiency scores are lower because without the bootstrapping procedure the effi-

ciency scores are overestimated. On average, the farms had a bias-corrected efficiency level of 81.6%. In Figure 5.1, the results for the bias-corrected efficiency scores show that no efficient observations reach the theoretical maximum efficiency bound of 100%. Under VRS, we calculated a mean efficiency level of 91.0% prior to the bootstrapping procedure, with 30.4% of the farms in the sample being efficient. After the bootstrapping procedure, the efficiency scores were on average 85.3% and no farm was efficient. Comparing the results under the different scale assumptions shows that the average scale efficiency of the sample farms is at a relatively high level, indicating that increases in efficiency achievable through changes in scale size are relatively small compared to the potential efficiency gains through input savings. As the results show, bootstrapping shifts the efficiency scores to a lower level. The distribution of scores is also affected, and the cluster of efficient observations is eliminated (Figure 5.1).

Figure 5.1: Distribution of non-corrected/bias-corrected efficiency scores



Source: own illustration

Table 5.3: Descriptive statistics of non-corrected/bias-corrected efficiency scores under constant and variable returns to scale

Specification	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum	Efficient observations
<i>Constant returns to scale</i>					
non-corrected efficiency scores	0.8764	0.09005	0.6080	1	19
bias-corrected efficiency scores ¹	0.8157	0.08659	0.5284	0.9470	0
<i>Variable returns to scale</i>					
non-corrected efficiency scores	0.9095	0.08308	0.6827	1	35
bias-corrected efficiency scores ¹	0.8524	0.07616	0.6090	0.9642	0

¹Bootstrapping was replicated 2,000 times.

Source: own calculations

Our results are in line with previous studies on efficiency of dairy farms. KOVACS and EMVALOMATIS (2011) calculate an average efficiency score for German dairy farms of 83% and 80% respectively (variable/constant returns to scale), while HANSSON and ÖHLMÉR (2008) find an average efficiency level over the long term of 86% for Swedish dairy farms under VRS. In addition, CABRERA et al. (2010) use SFA to compute a mean efficiency score of 88% for 273 dairy farms in Wisconsin. Furthermore, in a comparison of different milking technologies, STEENEVELD et al. (2012) observe that for dairy farms with a conventional milking system the average efficiency score value lies around 78%.

5.3.2 Tobit regression results - Step 2

Table 5.4 summarizes the results of the Tobit regressions. For both estimations, which consider efficiency scores under constant and variable returns to scale as endogenous variables (CRS model and VRS model), respectively, we clearly reject the alternative hypothesis of heteroscedasticity with p-Values of 75% and 91%. The “non-corrected” columns each return the estimation results from model (5.4). The columns “corrected” describe the respective parameter estimates corrected by equations (5.5) to (5.7). Because we used the reciprocal efficiencies e_{j_0} we emphasize that negative coefficients indicate a positive influence on efficiency whereas positive coefficients indicate a negative influence. Based on the estimated coefficients, Table 5.5 displays the marginal effects for significant variables that influence efficiency scores in both their linear and quadratic terms. Table 5.5 contains the marginal effects at the means, the minima and the maxima of the respective variable as well as the local maxima and respective minima of the PAIs. Table 5.5 further displays the marginal effects of variables that are significant only in their linear term.

Table 5.4: Estimation results of the Tobit regressions

Efficiency scores under Item	variable returns to scale			constant returns to scale		
	corrected	non-corrected		corrected	non-corrected	
		Coefficient	SE		Coefficient	SE
Intercept	-1.88012	1.22907***	0.02440	2.66090	1.26891***	0.02841
Stillbirth rate	-1.29E-05	0.00269	0.00260	4.12E-05	0.00141	0.00303
Stillbirth rate ²	2.64E-04	2.64E-04	6.19E-04	1.33E-04	1.33E-04	0.00072
Cow losses	-4.66E-04	0.01204* ^a	0.00594	-0.00202	0.01505* ^a	0.00691
Cow losses ²	0.00180	0.00180* ^a	7.91E-04	0.00246	0.00246*** ^a	0.00092
Age of first calving	-0.07907	-0.01227*** ^a	0.00445	-0.04346	-0.01025† ^a	0.00518
Age of first calving ²	0.00114	0.00114 ^a	0.00126	5.69E-04	5.69E-04	0.00147
Replacement rate	0.00880	0.00395* ^a	0.00156	0.00923	0.00563*** ^a	0.00181
Replacement rate ²	-8.48E-05	-8.48E-05 ^a	1.48E-04	-6.30E-05	-6.30E-05 ^a	1.72E-04
Milk yield	-2.08E-04	-7.18E-05*** ^a	1.18E-05	-5.00E-04	-8.40E-05*** ^a	1.37E-05
Milk yield ²	8.34E-09	8.34E-09 ^a	6.37E-09	2.55E-08	2.55E-08*** ^a	7.41E-09
Calving interval	0.02401	1.50E-03*** ^a	4.35E-04	0.03155	0.00161*** ^a	5.07E-04
Calving interval ²	-2.76E-05	-2.76E-05* ^a	1.39E-05	-3.67E-05	-3.67E-05* ^a	1.62E-05
Fat	7.61899	-0.12693† ^a	0.07315	10.32232	-0.08539 ^a	0.08516
Fat ²	-0.93711	-0.93711*** ^a	0.31374	-1.25914	-1.25914*** ^a	0.36525
Protein	-9.16859	-0.09084	0.18212	-16.01326	0.13362	0.21202
Protein ²	1.35052	1.35052	2.03805	2.40221	2.40221	2.37268
Somatic cell count	0.00186	-5.08E-04* ^a	2.28E-04	0.00325	-5.46E-04* ^a	2.65E-04
Somatic cell count ²	-6.36E-06	-6.36E-06† ^a	3.82E-06	-1.02E-05	-1.02E-05* ^a	4.44E-06
Access for pasture	-0.02684	-0.02684	0.02226	-0.02799	-0.02799	0.02591
Share of maize silage	0.00294	0.00144*** ^a	5.35E-04	0.00233	0.00172*** ^a	6.23E-04
Share of maize silage ²	-3.15E-05	-3.15E-05 ^a	2.42E-05	-1.28E-05	-1.28E-05 ^a	2.82E-05
Number of cows	0.00169	-2.12E-04	3.25E-04	6.51E-04	-8.04E-04* ^a	3.78E-04
Number of cows ²	-1.05E-05	-1.05E-05†	5.57E-06	-8.05E-06	-8.05E-06 ^a	6.49E-06
Ann. change herd size	4.71E-05	0.00553* ^a	0.00240	-8.06E-04	0.00894*** ^a	0.00280
Ann. change herd size ²	7.00E-04	7.00E-04* ^a	3.09E-04	0.00125	0.00125*** ^a	3.60E-04
Log likelihood		135.11			117.62	
Number of censored observations		0			0	
H ₀ : Homoscedasticity (LM-Value, 25 dF) ¹		16.15			20.02	

^a=Wald-Test for joint influence of linear and quadratic term at $P < 0.05$ level of significance.

¹Via Breusch-Pagan-test (Breusch and Pagan 1979). † $P < 0.10$, * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$.

Source: own calculations

Table 5.5: Marginal effects of significant variables from the Tobit regressions

Variable	Unit	local mini- ma/maxima	ME ¹ at mean	ME at minimum	ME at maximum	linear ME
<i>Variable returns to scale-model</i>						
Cow losses	%	0.13	0.0120	9.559E-04	0.0681	
Age of first calving	Months					-0.0785
Replacement rate	%					0.0087
Milk yield	kg ECM ²					-2.06E-04
Calving interval	Days	435.0	0.0015	0.0042	-0.0018	
Fat	%	4.07	-0.1260	0.5418	-0.8391	
Somatic cell counts	Thousand	145.9	-5.06E-04	4.64E-04	-0.0025	
Share of maize silage	% in feed					0.0029
Ann. change herd size	%	-0.03	0.0055	-0.0113	0.0230	
<i>Constant returns to scale-model</i>						
Cow losses	%	0.41	0.0150	-6.95E-05	0.0919	
Age of first calving	Months					-0.0433
Replacement rate	%					0.0092
Milk yield	kg ECM	9,795.8	-8.40E-05	-2.43E-04	2.21E-05	
Calving Interval	Days	429.8	0.0016	0.0053	-0.0028	
Somatic cell counts	Thousand	159.2	-5.43E-04	0.0010	-0.0038	
Share of maize silage	%					0.0023
Number of cows	n					6.49E-04
Ann. change herd size	%	0.00	0.0089	-0.0211	0.0402	

¹ME=marginal effect, ²ECM=energy corrected milk.

Source: own illustration

Our results show, that until the vertex of 0.1% cow losses in the VRS model and 0.4% in the CRS model are reached, increasing cow losses were significantly associated with increasing efficiency scores (Table 5). Once these vertices were exceeded, increasing cow losses had an adverse effect on farm efficiency. At the sample mean, an increase in cow losses by one percentage point reduced the inverse efficiency score by 1.2 percentage points (VRS model) and 1.5 percentage points (CRS model). For the PAI age of first calving we found only a significant linear relationship with efficiency. An increasing age of first calving correlated with an increasing efficiency score. Inefficiency thus decreased by 7.9 (VRS model) and 4.3 (CRS model) percentage points as the age of first calving increased by one month. From an economic perspective, this result is at first counterintuitive as older heifers usually cause higher rearing costs. This is also observed by HARE et al. (2006), who show in their study that dairy farms in the USA aim for a lower age of first calving to gain a higher profit from milk production. The result of our estimation also coincides with the results of HAWORTH et al. (2008) who report that first calving age up to 30 months leads to a longer operating life in the animals, and explains the higher efficiency scores of farms with a higher age of first calving. In

our sample, 77 observations (i.e. three quarters of the dataset) fell in the range of first calving age up until 30 months. This may explain the congruency with HAWORTH et al. (2008). Additionally, BERRY and CROMIE (2009) confirm that an increase in first calving age causes an increase in milk production.

The replacement rate was significant only in its linear term. Enhancing the replacement rate by one percentage point lowered efficiency in both regressions by 0.9 percentage points. This finding thus supports the aim of relatively high longevity from the point of view of efficiency. Nonetheless, LAWSON et al. (2004a) report other evidence via SFA that more efficient farms indeed show a higher replacement rate compared to less efficient farms.

Before interpreting the effects of milk yield on farm efficiency, we first need to eliminate a possible endogeneity problem, which may arise from the fact that milk yield is a function of multiple factors such as feeding practices and breeding programs (WEERSINK et al. 1990). According to the significant linear term in the VRS model, efficiency scores rose on average by about 2.1 percentage points as milk yield increased by 100 kg ECM. An in-depth analysis of this variable can be found in the CRS model, where the variable is significant in both terms. Here the results show that an increase in milk yield to 9,796 kg ECM increased a farm's efficiency, albeit at a decreasing rate. At the sample mean, an increase in milk yield by 100 kg ECM increased average efficiency by 0.84 percentage points. Beyond the local maxima, efficiency declined with an increase in milk production per cow. This latter finding must be interpreted with caution since there was only one observation in the sample with a milk yield above 10,000 kg ECM. We thus conclude that, on balance, increasing milk yields had a positive effect on farm efficiency.

The PAI calving interval also had a significant impact on efficiency. The marginal effects illustrate that, up to a boundary of 435 days in the VRS model and 430 days in the CRS model, increasing the calving interval lead to a decrease in efficiency. At the sample mean, a variation of the calving interval by one day caused a change in efficiency scores of 0.15 and 0.16 percentage points in the VRS and CRS model, respectively. Once these vertices were exceeded, an increasing calving interval had a positive effect on efficiency. This latter result is contrary to the finding that an extended calving interval implies lower profitability of cows, as shown by LAWSON (2004a). In contrast, ARBEL et al. (2001) find that a higher calving interval can indeed have a positive effect on a farm's profitability. However, the finding that a higher calving interval has a positive effect on efficiency must be interpreted with caution since it is

underpinned by only 16 (VRS model) and 14 (CRS model) observations. On balance, we found a longer calving interval to have a negative effect on efficiency.

As to the milk compounds, only the fat content turned out to have a significant influence on farm efficiency in the VRS model. Until a critical value of 4.07% fat was reached, efficiency declined with increasing fat content. Fat contents above that level resulted in increasing efficiency. At the sample mean, an increase in fat content by one percentage point caused an increase in efficiency by 12.6 percentage points. The improved efficiency beyond the peak is explained by milk price premiums attributable to higher fat contents.

Finally, the PAI somatic cell count was also found to have a significant influence on efficiency. In the VRS model, until a critical value of 145.9 thousand cells per ml was reached, efficiency decreased with increasing cell count. As cell count rose above this critical value, efficiency increased. The relevance of this result is emphasized by the 103 observations above the vertex. For the CRS model, similar results were obtained – with a critical value of 159.2 thousand cells per ml, after which efficiency increased. At the sample mean, average efficiency rose by 0.51 (VRS model) and 0.54 (CRS model) percentage points as the cell count increased by 10,000 cells per ml (Table 5). These results seem surprising because of the assumption that economically successful dairy farms would tend to have lower somatic cell counts (cf. EL-TAHAWY and EL-FAR 2010). These counterintuitive findings may be due to the fact that our database contained only two observations for cell counts above 300 000 thousand cells per ml – the level at which milk is classified as lower quality and price penalties are imposed (cf. MILCH-GÜTEVERORDNUNG (milk quality ordinance) 1980).

As to the additional process characteristics shown in Table 2, the proportion of maize silage in feeding rations had a statistically significant impact on efficiency only in its linear term. As Table 5.5 illustrates, efficiency declined as the share of maize silage grew. In the VRS model, a 10 percentage point increase in the share of maize silage caused efficiency to fall by 2.9 percentage points. The corresponding value for the CRS model was 2.6 percentage points. This could reflect comparative disadvantages in costs, that is, maize silage may be more expensive than pasture-based feeds.

In the CRS model, the significant linear term for herd size (number of cows) indicates that an increasing herd size had an adverse impact on efficiency. Nevertheless, the effect can be categorized as quite small; for example, efficiency decreased by a mere 0.65 percentage points as herd size was increased by 10 dairy cows. Besides that, *changes* in herd size were found to be

statistically significant for efficiency: an increase in herd size caused efficiency to decline. Farms with a constant herd size achieved, *ceteris paribus*, the highest efficiency. An increase in herd size by 10% resulted in an average decrease in efficiency of 5.5 (VRS model) and 8.9 (CRS model) percentage points, respectively. One possible explanation is that the growth of farms causes neglect of herd management in the short term. Finally, there is no significant relationship between efficiency scores and access to pasture (Table 4).

In our efficiency model, we regarded the milk quota as a production constraint. Modelling the efficiency of dairy farms without considering the milk quota would not reflect the situation farmers were actually facing. The observed years in the data set thus only permit an *ex-post* analysis where the milk quota was still present and constraining production. The abolishment of the milk quota requires further research to elucidate possible consequences for the influence of PAIs on farms' efficiency, which may result from changes in farmers' decision-making in relation to PAIs.

Figure 5.1 points out that the bootstrapped efficiency scores are not censored. This raises the question of whether a censored regression model was at all necessary. As explained in the methodology section, the need to use a Tobit regression model is not determined by the empirical distribution of efficiency scores, but by the theoretical implication that efficiency scores are constrained to be less than or equal to one. Through the bootstrapping procedure this implication is not eliminated; it merely becomes empirically less apparent. Hence the use of an ordinary least squares (OLS) regression, which principally allows for scores greater than one, would be theoretically inconsistent (*cf.* COELLI *et al.* 2005).

A remaining point of criticism is that the PAIs used in this study may not be a good indicator of animal welfare because their values can be influenced or even obscured by management effects. For example, a longer calving interval may not only be due to a lower reproductive performance (as an indicator of poor animal welfare), but could also be a matter of careless heat monitoring or poor fertility management (with the cows having a good welfare status). In contrast, indicators of reduced fertility such as defective heat symptoms could be compensated for by hormonal interventions without reducing related animal welfare (LUCY *et al.* 1986). These possibilities potentially reduce the informative value of the used PAIs. Animal-based indicators that better reflect the welfare status of cows, such as the number of mastitis incidents or swollen bones or detection of behavioral anomalies, would be preferable to the process-based indicators but were not available for this study. We leave this for future research.

Finally, we wish to emphasize that the present article is not focused on a normative evaluation of the PAIs. One reason for this is the lack of consensus over the appropriate levels of the PAIs. Exceeding thresholds of certain PAIs indicates clinical disease (e.g. milk compounds, DUFFIELD et al. 1997). However, it may be the case that animal welfare is adversely affected well below the thresholds. Moreover, the optimal level of the PAIs could be affected by breeding progress or improvements in animal husbandry. For example, specialized milk breeds may enjoy good animal welfare at a much higher milk yield than meat breeds (WEBSTER 1993).

5.4 Conclusions

As a final result we conclude that process-based animal welfare indicators matter for farm efficiency. We have demonstrated that some PAIs have varying effects on efficiency, and that these effects are neither monotonously increasing nor decreasing. We have identified levels of PAIs which result in maximum/minimum farm efficiency. Moreover, the study extends the common descriptive and non-economic interpretation of PAIs to include a quantitative analysis of the interrelationship between PAIs and efficiency. Hence, regardless of any normative assessment, we observe that maximum efficiency does not always correspond with recommended levels of animal welfare criteria. We may conclude from this finding that across-the-board recommendations (e.g. that less somatic cell counts are always better) are not appropriate for maximum farm efficiency.

Future research could involve a normative assessment of the results to identify congruencies and trade-offs between animal welfare indicators and economic success. It would also be desirable to replicate the analysis with animal-based welfare indicators which better reflect the wellbeing of animals. Compared to the process-based indicators used in the present study, such an analysis would allow us to establish a more direct link between animal welfare and farm efficiency.

Acknowledgements

We thank Uwe Latacz-Lohmann from the Department of Agricultural Economics (University of Kiel) and Ernst Berg from the Production Economics Group (University of Bonn) for their useful comments. We are also indebted to two anonymous referees and the section editor for

their valuable suggestions. All remaining errors are ours. Patrick Wettemann is grateful to the German Federal Environmental Foundation in Osnabrück (DBU) for financial support.

References

- ARBEL, R., BIGUN, Y., EZRA, E., STURMAN, H., HOJMAN, D. (2001): The Effect of Extended Calving Intervals in High Lactating Cows on Milk Production and Profitability. *J. Dairy Sci.* (84), 600–608.
- BANKER, R.D.; CHARNES, A.; COOPER, W.W. (1984): Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. In: *Management Science* 30 (9), 1078–1092.
- BARNES, A.; RUTHERFORD, K.; LANGFORD, F.; HASKELL, M. (2011): The effect of lameness prevalence on technical efficiency at the dairy farm level: An adjusted data envelopment analysis approach. In: *Journal of Dairy Science* 94 (11), 5449–5457.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. In: *Empirical Economics* 20 (2), 325–332.
- BERRY, D. P., CROMIE, A. R. (2009): Associations between age at first calving and subsequent performance in Irish spring calving Holstein–Friesian dairy cows. *Livestock Science* 123, 44–54.
- BOGETOFT, P., OTTO, L. (2011): *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. New York: Springer.
- BOGETOFT, P., OTTO, L. (2013): *Benchmarking with DEA and SFA*. R package version 0.23.
- BOTREAU, R., BONDE, M., BUTTERWORTH, A., PERNY, P., BRACKE, M. B. M., CAPDEVILLE, J., VEISSIER, I. (2007): Aggregation of measures to produce an overall assessment of animal welfare. Part 1: a review of existing methods. *Animal* 1, 1179–1187.
- BREUSCH, T. S., PAGAN, A. R. (1979): A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica* 47, 1287–1294.
- BREUSTEDT, G., LATACZ-LOHMANN, U., TIEDEMANN, T. (2011): Organic or conventional? Optimal dairy farming technology under the EU milk quota system and organic subsidies. *Food Policy* 36, 223–229.
- BROOM, D. M. (1991): Animal welfare: concepts and measurement. *Journal of Animal Science* 69, 4167–4175.
- CABRERA, V.E., SOLIS, D., DEL CORRAL, J. (2010): Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. *Journal of Dairy Science* 93, 387–393.

- CHARNES, A., COOPER, W. W., RHODES, E. (1978): Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research* 2 (6), 429–444.
- CHAVAS, J.-P., PETRIE, R., ROTH, M. (2005): Farm Household Production Efficiency: Evidence from the Gambia. *American Journal of Agricultural Economics* 87 (1), 160–179.
- COELLI, T.J., RAO, D.S., BATTESE, G.E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition, Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.
- CURTIS, S. E. (2007): Commentary: Performance Indicates Animal State of Being: A Cinderella Axiom? *Professional Animal Scientist* 23, 573–583.
- DEUTSCHE AGRARFORSCHUNGSALLIANZ (2012): *Fachforum Nutztiere: Wissenschaft, Wirtschaft, Gesellschaft - gemeinsam für eine bessere Tierhaltung. Strategie der Deutschen Agrarforschungsallianz, Thünen-Institut, Braunschweig, DE*, <http://www.etracker.com/lnkcnt.php?et=dQsrB9&url=http%3A%2F%2Fwww.dafa.de%2Ffileadmin%2Fdam_uploads%2Fimages%2FFachforen%2FBrosch-DAFA-FFNutztiereWeb.pdf&lnkname=DAFA-Nutztierstrategie>, [06/06/2014].
- DLG (DEUTSCHE LANDWIRTSCHAFTS-GESELLSCHAFT) (2004): *Die neue Betriebszweigabrechnung*. 2. Auflage. DLG-Verlag, Frankfurt (Main), DE.
- DUFFIELD, T. F., KELTON, D. F., LESLIE, K. E., LISSEMORE, K. D., LUMSDEN, J. H. (1997): Use of test day milk fat and milk protein to detect subclinical ketosis in dairy cattle in Ontario. *The Canadian Journal Veterinary Journal* 38, 713–718.
- ECHAMBADI, R., HESS, J. D. (2007): Mean-Centering Does Not Alleviate Collinearity Problems in Moderated Multiple Regression Models. *Marketing Science* 26, 438–445.
- EL-TAHAWY, A. S., EL-FAR, A. H.I. (2010): Influences of somatic cell count on milk composition and dairy farm profitability. *International journal of dairy technology* 63, 463–469.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., LOVELL, C. A. K. (1994): *Production frontiers*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, New York, NY.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., LOVELL, C.A.K. (1985): *The Measurement of Efficiency of Production*. Kluwer-Nijhof Publishing, Boston, MA.
- FARRELL, M. J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120, 253–290.
- FRASER, I., CORDINA, D. (1999): An application of data envelopment analysis to irrigated dairy farms in Northern Victoria, Australia. *Agricultural Systems* 59, 267–282.

- GRÄFE, E. (2008): Betriebswirtschaftliche Richtwerte: Milchproduktion mit Färsenzukauf auf Ackerstandorten. Thüringer Landesanstalt für Landwirtschaft, Jena, GE, <<http://www.tll.de/ainfo/pdf/rwza1008.pdf>>, [19/06/2014].
- GREENE, W. H. (2012): *Econometric analysis*. 7th ed., Prentice Hall, Boston, MA.
- HANSSON, H., ÖHLMÉR, B. (2008): The effect of operational managerial practices on economic, technical and allocative efficiency at Swedish dairy farms. *Livestock Science* 118, 34–43.
- HARE, E., NORMAN, H. D., WRIGHT, J. R. (2006): Trends in Calving Ages and Calving Intervals for Dairy Cattle Breeds in the United States. *Journal of Dairy Science*. 89, 365–370.
- HAWORTH, G. M., TRANTER, W. P., CHUCK, J. N., CHENG, Z., WATHES, D. C. (2008): Relationships between age at first calving and first lactation milk yield, and lifetime productivity and longevity in dairy cows. *Veterinary Record* 162, 643–647.
- HIRSCHAUER, N., MUSSHOF, O. (2013): Non-metric data: a note on a neglected problem in DEA studies. *European Journal of Law and Economics* 37, 489-494.
- KOVACS, K., EMVALOMATIS, G. (2011): Dutch, Hungarian, and German dairy farms technical efficiency comparison. Pages 121-128 in: *Applied Studies in Agribusiness and Commerce: 1–8*. Agroinform Publishing House, Budapest, HU, <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/104651>>, [05/05/2014].
- LATRUFFE, L., BALCOMBE, K., DAVIDOVA, S., ZAWALINSKA, K. (2004): Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. *Applied Economics* 36, 1255–1263.
- LAWSON, L.G, BRUUN, J., COELLI, T., AGGER, J.F, LUND, M. 2004a): Relationships of Efficiency to Reproductive Disorders in Danish Milk Production: A Stochastic Frontier Analysis. *Journal of Dairy Science* 87, 212–224.
- LAWSON, L. G., AGGER, J. F., LUND, M., COELLI, T. (2004b): Lameness, metabolic and digestive disorders, and technical efficiency in Danish dairy herds: a stochastic frontier production function approach. *Livestock production science* 91, 157–172.
- LUCY, M. C., STEVENSON, J. S., CALL, E.P (1986): Controlling First Service and Calving Interval by Prostaglandin F₂ α , Gonadotropin-Releasing Hormone, and Timed Insemination. *Journal of Dairy Science* 69, 2186–2194.

- LUSK, J. L., NORWOOD, F. B. (2011): Animal Welfare Economics. *Appl. Econ. Perspect. Policy* 33, 463–483.
- MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review* 18, 435–444.
- MEYER ZU WEHDEL, A. (2011): Moderne Ställe für das Tierwohl. *Zeitungskommentar, Nordwest-Zeitung, Oldenburg*. 2011/09/30, <http://www.nwzonline.de/landwirtschaft/moderne-staelle-fuer-das-tierwohl_a_1,0,579969253.html>, [23/06/2014].
- MILCH-GÜTEVERORDNUNG (1980): Verordnung über die Güteprüfung und Bezahlung der Anlieferungsmilch. Date of issue: 1980/07/09, BGBl. | S. 878, 1081, last amended by Art. 1 V v. 17.12.2010 | 2132.
- OLTENACU, P. A., BROOM, D. M. (2010): The impact of genetic selection for increased milk yield on the welfare of dairy cows. *Animal Welfare* 19, 39–49.
- PERRIGOT, R., BARROS, C. P. (2008): Technical efficiency of French retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services* 15, 296–305.
- R CORE TEAM (2013): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, AT.
- SIMAR, L., WILSON, P. W. (1998): Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. *Management Science* 44, 49–61.
- SIMAR, L., WILSON, P. W. (2000): Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of the Art. *Journal of Productivity Analysis* 13, 49–78.
- SNEE, R. D., MARQUARDT, D. W. (1984): Comment: Collinearity Diagnostics Depend on the Domain of Prediction, the Model, and the Data. *The American statistician* 38, 83-87.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2013): GENESIS-Online. Wiesbaden, <<https://www.genesis.destatis.de/genesis/online>>, [03/05/2013].
- STEENEVELD W., TAUER L.W., HOGEEVEEN H., OUDE LANSINK A.G.J.M. (2012): Comparing technical efficiency of farms with an automatic milking system and a conventional milking system. *Journal of Dairy Science* 95, 7391-7398.
- TOBIN, J. (1958): Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica* 26, 24–36.
- WEBSTER, J. (1993): *Understanding the Dairy Cow*. 2nd Edition, Blackwell, Oxford, UK.

WEERSINK, A., TURVEY, C. G., GODAH, A. (1990): Decomposition Measures of Technical Efficiency for Ontario Dairy Farms. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie* 38, 439–456.

WILSON, P.W. (2010): FEAR: Frontier Efficiency Analysis with R. R package version 1.15.

XUE, M., HARKER, P. T. (1999): Overcoming the Inherent Dependency of DEA Efficiency Scores: A Bootstrap Approach. unpublished working paper, pp. 1-32, Wharton Financial Institutions Center University of Pennsylvania, Philadelphia, PA, <<http://fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/99/9917.pdf>>, [13/06/2014].

Kapitel 6

Schlussbetrachtung

Die vorliegende Dissertation eruiert die Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe in Deutschland unter spezieller Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen, des Energieverbrauchs sowie in Bezug auf Tierwohl. Hierzu werden Konzepte aus der betriebswirtschaftlichen Produktivitäts- und Effizienzanalyse entsprechend erweitert, um so Rückschlüsse auf Einsparpotentiale in Treibhausgasemissionen und Energie zu ermitteln bzw. Zusammenhänge zwischen ökonomisch erfolgreicher Produktion und Tierwohlindikatoren zu erforschen. Datengrundlage hierfür bilden Buchführungsabschlüsse sowie Auswertungen von Beratungsringsen für Marktfrucht- und Milchviehbetriebe in Nord- und Westdeutschland.

Unter Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen als unerwünschten Output landwirtschaftlicher Betriebe werden Einsparpotentiale von Treibhausgasemissionen quantifiziert sowie Determinanten und Betriebscharakteristika treibhausgaseffizienter Betriebe ermittelt. Darüber hinaus werden Zusammenhänge einer treibhausgaseffizienten und betriebswirtschaftlich effizienten²⁹ Produktion erforscht sowie Schattenpreise einer Treibhausgaseinsparung kalkuliert. Ferner werden die Produktivitätsentwicklung und deren Treiber unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen quantifiziert. In einem Anwendungsfall wird der Unsicherheit bei der Bewertung von Inputs mit CO₂-Äquivalenten Rechnung getragen. Im Hinblick auf den Energieverbrauch landwirtschaftlicher Betriebe werden Einsparpotentiale quantifiziert, Determinanten einer energieeffizienten Produktion bestimmt, die Zielbeziehung zwi-

²⁹ Der Begriff der betriebswirtschaftlichen Effizienz umfasst hierbei die in der Arbeit eruierte Kosteneffizienz bzw. die technische Effizienz der in den zum Vergleich aus der Literatur herangezogenen Studien.

schen einer energieeffizienten und einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion analysiert sowie Substitutionselastizitäten des Energieverbrauchs zu anderen Inputs eruiert. Schließlich wird der Zusammenhang einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion und Tierwohlintindikatoren ermittelt sowie aus Sicht einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion Optima bzw. Pessima der Niveaus an Tierwohlintindikatoren abgeleitet.

Im nächsten Abschnitt erfolgen eine kurze Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der vorliegenden Arbeit sowie eine Einordnung der Arbeit in die Literatur. Darauf folgt eine kritische Auseinandersetzung mit den angewandten Methoden und der Datengrundlage. Das Kapitel schließt mit den aus der Arbeit abgeleiteten Implikationen für Politik und Praxis ab. Im Kontext der Kapitel 6.2 bis 6.4 erfolgt jeweils ein Ausblick für Fragestellungen zukünftiger Arbeiten.

6.1 Zusammenfassung der Ergebnisse und Einordnung der Arbeit in die Literatur

Das Einsparpotential an Treibhausgasemissionen für die analysierten norddeutschen Milchviehbetriebe liegt, unter Berücksichtigung der Unsicherheit bei der Bewertung mit Inputs, zwischen 24,9 % und 41,3 % der gesamten Treibhausgasemissionen. Im Falle einer kosteneffizienten Produktion könnten hingegen 37,2 % bis 57,4 % der Kosten eingespart werden. Die Ergebnisse verdeutlichen, dass die Betriebe mehr treibhausgas- als kosteneffizient sind. Ferner besteht ein hoher Grad an Zielkongruenz zwischen einer kosten- und treibhausgas-effizienten Produktion, da bei Nutzung aller Kosteneinsparpotentiale mindestens 87,5 % des Einsparpotentials an Treibhausgasemissionen mitgenutzt werden würde. Soll von einer kosten- zu einer treibhausgas-effizienten Produktion gewechselt werden, fallen bei einer mittleren Bewertung der Inputs Schattenkosten in Höhe von durchschnittlich 167,97 €/t CO₂-Äquivalente an. Im Vergleich zu kosteneffizienten Betrieben setzen treibhausgas-effiziente Betriebe Diesel in größerem und Stickstoff in geringerem Umfang ein und weisen einen höheren Anbauanteil an Leguminosen sowie eine längere Nutzungsdauer der Tiere auf.

Für norddeutsche Marktfruchtbetriebe beträgt das Einsparpotential an Treibhausgasemissionen durchschnittlich 11,6 % bzw. 4,4 %, je nach gewählter Distanzfunktion. Der hier ermittelte Umwelteffizienzwert wird durch bessere Böden, einen geringeren Anteil an organischen Düngern an der Gesamtdüngermenge, einen höheren Anteil an Getreide und Zuckerrüben in der Fruchtfolge sowie einen geringeren Anteil an ausgelagerten Arbeiten positiv beeinflusst. Die mittleren Schattenpreise für Treibhausgasemissionen liegen je nach unterstelltem Preisni-

veau des Outputs und der gewählten Distanzfunktion im Bereich von 3,56 und 7,12 €/t CO₂-Äquivalent sowie 1,71 und 3,41 €/t CO₂-Äquivalent. Die Produktivitätsentwicklung der untersuchten Betriebe ist im Durchschnitt der Jahre positiv. Bedeutendster Treiber hierfür ist der technische Fortschritt. Veränderungen der Umwelteffizienz und Änderungen der Skalengröße beeinflussen die Produktivitätsentwicklung nur marginal.

Die Energieeffizienz norddeutscher Milchviehbetriebe beträgt im Mittel 63,9 %, sodass ein Einsparpotential von rund 36,1 % an Energie und Inputs besteht. Faktoren, die die Energieeffizienz positiv beeinflussen, sind ein höherer Vergleichswert der landwirtschaftlichen Nutzung, die Bewirtschaftung von Flächen auf überwiegend benachteiligtem Gebiet, ein geringerer Anteil an ausgelagerten Arbeiten, eine höhere Milchleistung und längere Nutzungsdauer von Milchkühen sowie höhere Anteile an Familienarbeitskräften und Eigenkapital. Ein Vergleich mit der Literatur zeigt im Hinblick auf einige der hier analysierten Determinanten der Energieeffizienz, wie z.B. eine geringere Remontierungsrate oder eine höhere Milchleistung, Übereinstimmungen einer betriebswirtschaftlich effizienten und energieeffizienten Produktion. Der Input Energie hat eine relativ hohe Substitutionselastizität zu den Inputs Vorleistungen und Arbeit und ist komplementär zu den Inputs Fläche und Anlagevermögen.

Der Zusammenhang zwischen betriebswirtschaftlicher Effizienz und Tierwohlindikatoren wird anhand von Milchviehbetrieben untersucht. Ein steigender Anteil an Kuhverlusten, eine höhere Remontierungsrate und eine längere Zwischenkalbezeit führen zu einem negativen marginalen Effekt auf die technische Effizienz der Betriebe. Dagegen korreliert ein geringeres Erstkalbealter, eine höhere Milchleistung sowie höhere Zellzahlen in der Milch positiv mit der technischen Effizienz der Betriebe. Für die Tierwohlindikatoren, deren quadratische Terme signifikanten Einfluss auf die technische Effizienz nehmen, liegen Optima bzw. Pessima vor. Unter konstanten Skalenerträgen ist die technische Effizienz in Bezug auf den jeweiligen Indikator bei einem Niveau an Kuhverlusten von 0,4 %, bei einer Zwischenkalbezeit von 430 Tagen und bei einem Zellzahlgehalt der Milch in Höhe von 146 000/ml minimal. Hingegen ist bei einer Milchleistung von 9 796 kg je Kuh und Jahr die technische Effizienz maximal. Im Falle der unter variablen Skalenerträgen ermittelten technischen Effizienzwerte gelten vergleichbare Werte. Eine Ausnahme stellt die Milchleistung dar, für die nur ein linearer Effekt festzustellen ist. Darüber hinaus beeinflusst ein an dessen Mittelwert steigender Milchfettgehalt die technische Effizienz unter variablen Skalenerträgen positiv. Bei einem Fettgehalt von 4,1 % ist die technische Effizienz unter variablen Skalenerträgen ceteris paribus minimal.

Die vorliegende Arbeit knüpft an verschiedenen Stellen in der Literatur an. Der erste Beitrag zur Ermittlung der Kosten- und Treibhausgas-effizienz von Milchviehbetrieben greift den methodischen Ansatz von COELLI et al. (2007) auf und wendet ihn erstmals in Bezug auf Treibhausgasemissionen landwirtschaftlicher Betriebe an. Der Wechsel der Bewertung der Inputs zwischen Preisen und CO₂-Äquivalenten innerhalb des bioökonomischen Modells ermöglicht eine Analyse der Zielbeziehung zwischen einer kosten- und einer treibhausgas-effizienten Produktion wie in HAGEMANN (2011) gefordert. DREESMANN (2006) und HAGEMANN (2011) berücksichtigen CO₂-Emissionen in Effizienzanalysen zur Bewertung von Futterbausystemen, analysieren jedoch nicht die Treibhausgas-effizienz auf gesamtbetrieblicher Ebene und unterscheiden sich ferner in der Methodik. Die Studie von BLANCARD und MARTIN (2014) wendet hingegen ein zu diesem Beitrag vergleichbares methodisches Konzept an, analysiert jedoch die Energieeffizienz französischer Marktfruchtbetriebe. Der zweite Beitrag, der die Produktivitätsentwicklung von Marktfruchtbetrieben unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen ermittelt, reiht sich methodisch in die grundlegenden Papiere zur Umwelteffizienz-messung von FÄRE et al. (1989), FÄRE et al. (2005) und CUESTA et al. (2009) ein. Vergleichbare Arbeiten beziehen sich auf betriebswirtschaftliche Analysen landwirtschaftlicher Betriebe, kommen jedoch zu teilweise ähnlichen Ergebnissen (ZHU und OUDE LANSINK 2010, TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN 2011, TIEDEMANN und LATA CZ-LOHMANN 2013). Die in dieser Studie ermittelten Schattenpreise einer Einsparung an Treibhausgasen sind im Vergleich zur Literatur (VERMONT und DE CARA 2010 und DE CARA und JAYET 2011) auf einem geringeren Niveau, wobei zu berücksichtigen gilt, dass die vorliegende Studie die Kosten einer ersten marginalen Emissionseinsparung quantifiziert und nicht ein bestimmtes Reduktionsziel, z.B. in Höhe von 10%. Den Studien in Kapitel 2 und 3 ist gemein, dass sie der vom BMELV (2009) gestellten Forderung nachkommen, das Einsparpotential an Treibhausgasemissionen zu quantifizieren und die Kosten zur Nutzung des Einsparpotentials zu ermitteln.

Der Beitrag zur Ermittlung der Energieeffizienz ist methodisch wie auch empirisch der Arbeit von REINHARD et al. (2000) zuzuordnen. Die Arbeit von DREESMAN (2006) analysiert ebenfalls die Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Berücksichtigung von Energie. Die hier ermittelten Effizienzwerte ordnen sich in die Ergebnisse der genannten Studien ein. Ferner sind die Ergebnisse anhand eines Vergleiches zu Vollkostenauswertungen vergleichbarer Betriebe nachvollziehbar (LK S-H 2009, 2010, 2011). Die Analyse der Substitutionselastizitäten zwischen den Inputs ist den von SALHOFER (2000) zusammengefassten Studien zuzuordnen, erweitert jedoch die klassischen Betrachtungen zur Substitutionselastizität um den Input Energie. Die hier vorgenommene explizite Differenzierung zwischen Energie und Vorleistung-

gen ist hinsichtlich des theoretischen Ansatzes mit Studien wie von PAPAGEORGIOU et al. (2013), die die Substitutionselastizität zwischen klimafreundlichen und -schädigenden Energieinputs ermitteln, vergleichbar.

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen dem betriebswirtschaftlichen Erfolg der Betriebe und des Tierwohls folgt den Studien von z.B. LAWSON et al. (2004a, b) und HANSSON und ÖHLMÉR (2008). Dennoch erweitert der vorliegende Beitrag die Modellierung der Tierwohlindikatoren: Erstmals werden Tierwohlindikatoren konsequent als Polynom modelliert, um zu eruieren, ob Optima bzw. Pessima der Tierwohlindikatoren in Bezug auf die technische Effizienz existieren. Der bisher in der Literatur unterstellte lineare Einfluss wird für einzelne Tierwohlindikatoren widerlegt und die bessere Anpassung einer Modellierung als Polynom verdeutlicht.

6.2 Diskussion der verwendeten Methoden

6.2.1 Modellierung von Umweltwirkungen und öffentlicher Gütern

Grundintention der hier verwendeten Methoden ist die Berücksichtigung von Umweltwirkungen und öffentlichen Gütern³⁰ in der Produktivitäts- und Effizienzanalyse. Die in vorliegender Arbeit verwendeten Ansätze sind verschiedenen Kategorien zuzuordnen: Zum einen wird für die Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen und dem Energieverbrauch eine direkte Integration der Umweltwirkung in die Effizienzanalyse mittels Aufnahme in die Technologiemenge gewählt. Zum anderen werden die Umweltwirkungen über eine Bewertung der Inputs berücksichtigt. Im Hinblick auf das Tierwohl wird eine zweistufige Betrachtung gewählt, bei der die im ersten Schritt ermittelten Effizienzwerte in einer nachfolgenden Regression auf deren Zusammenhang zu Tierwohlindikatoren getestet werden. Im Folgenden werden die verwendeten Ansätze diskutiert und untereinander verglichen.

Für die Beiträge, in denen Treibhausgasemissionen als unerwünschte Umweltwirkung berücksichtigt werden, werden zwei verschiedene Ansätze gewählt. Zum einen erfolgt die Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen bei der Bewertung der Inputs analog zu einer Bewertung mit Preisen und zum anderen erfolgt die Berücksichtigung der aggregierten Treibhausgasemissionen der Inputs in der Technologiemenge als separate Variable. Erste Anwen-

³⁰ Der Energieverbrauch und das Tierwohl sind als Mischgut zu bezeichnen, da beide neben den Kollektivkomponenten Ressourcenschonung und ethischer Umgang mit Nutztieren auch die Privatkomponenten Nutzung der Energie und sowie Nutzung der Leistungsfähigkeit von Tieren, die ein Mindestmaß an Tierwohl erfahren, enthalten (vgl. MUSGRAVE et al. 1989)

dungen einer direkten Integration von unerwünschten Umweltwirkungen in die Technologiemenge gehen auf PITTMANN (1983) zurück. TYTECA (1996) und REINHARD et al. (1999) geben einen Überblick über Ansätze zur Berücksichtigung von Umweltwirkungen bei der Produktivitäts- und Effizienzmessung. COELLI et al. (2007) stellen die Berücksichtigung der unerwünschten Variablen in die Technologiemenge in Frage und zeigt auf, dass dieser Ansatz für Stickstoffüberschüsse theoretisch inkonsistent ist, da der Massenerhaltungssatz nicht erfüllt wird. Stattdessen schlagen COELLI et al. (2007) eine Berücksichtigung der unerwünschten Umweltwirkung über eine Bewertung der Inputs analog zur Bewertung der Inputs mit Preisen vor. In Bezug auf die Anwendung des Materialerhaltungssatzes auf immaterielle Umweltwirkungen, zu denen auch Treibhausgasemissionen hinzuzuzählen sind, stellt LAUWERS (2009) fest, dass dieser inhärent erfüllt ist ohne an Aussagekraft zu besitzen. Daher ist hinsichtlich der Literatur keine Präferenz abzuleiten, ob Treibhausgasemissionen als unerwünschter Output direkt in der Technologiemenge berücksichtigt werden sollen oder ob eine Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen über eine Bewertung der Inputs erfolgen soll.

Beiden Ansätzen ist gemein, dass sie den minimalen Treibhausgasausstoß determinieren und Betriebe hinsichtlich des Treibhausgasausstoßes diskriminieren. MUSSHOFF et al. (2009) zeigen mit einem Vergleich der Kosteneffizienz zur relativen ökonomischen Leistung³¹, dass die Ergebnisse beider Kennzahlen zur Bewertung von Betrieben redundant sind. In Bezug auf die Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen sind diese Ergebnisse in vorliegender Arbeit in Teilen übertragbar. So ist die Treibhausgas-effizienz nach dem von COELLI et al. (2007) entwickelten Ansatz als Analogon zur Kosteneffizienz und die Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen als separate Variable als Analogon zur Ermittlung der relativen ökonomischen Leistung zu sehen³². Letzterer Punkt gilt ausschließlich innerhalb der Dimension der Treibhausgasemissionen, d.h. ohne Berücksichtigung weiterer Inputs. Innerhalb dieses Vergleichs kommen beide Ansätze im Falle von Treibhausgasemissionen zum selben Ergebnis. Da jedoch beide hier verwendeten Ansätze Erweiterungen um nicht-diskretionäre Variablen bzw. weitere Variablen, die nicht in die Kalkulation der Treibhausgasemissionen einfließen, erweitert werden, lässt sich dieser Vergleich nicht auf die konkret vorliegenden Modelle replizieren, da die relative ökonomische Leistung auf Grund nicht bewerteter Variablen nicht ermittelt werden kann. Dennoch macht der Vergleich klar, dass im Kern beide Modellierungsstrategien deckungsgleich sind und zum selben Ergebnis führen. Unterschiede ergeben sich in

³¹ Hierzu berechnen MUSSHOFF et al. (2009) den Quotienten aus jeder einzelnen Leistungs-Kosten-Relation zu der höchsten Leistungs-Kosten-Relation im Sample.

³² Es sei explizit darauf hingewiesen, dass dies für materielle Umweltwirkungen, wie z.B. Stickstoffüberschüsse, nicht zu erwarten ist.

der detaillierten Interpretation und des Aufbaus der Modelle, in denen die genannten Ansätze zur Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen zur Anwendung kommen. Der Ansatz von COELLI et al. (2007) ist in der Lage, hinsichtlich der Ursachen von Ineffizienz zwischen technischer und allokativer Ineffizienz zu unterscheiden. Somit kann unterschieden werden, ob die Betriebe einen erhöhten Treibhausgasausstoß auf Grund einer Verschwendung von Ressourcen oder auf Grund einer Fehlallokation der Inputs aufweisen. Ferner ist ein Vergleich der Optima mit anderen Bewertungssystemen, wie z.B. mit Preisen, möglich. Die separate Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen als Variable im Technologieset bewegt sich aus methodischer Sicht auf der Ebene der technischen Effizienz. Nichtsdestotrotz fließt auch hier implizit eine Bewertung der Inputs mit Treibhausgasemissionen mit ein, da zur Aggregation der Inputs hinsichtlich ihrer Treibhausgasemissionen eine Bewertung der Inputs vollzogen wird und in die Analyse mit einfließt. Ferner werden bei der Ermittlung der Effizienz der Betriebe zusätzlich die Dimensionen anderer Variablen berücksichtigt. Da auch hier Preisinformationen mit einfließen, werden die Betriebe zusätzlich auf technischer Effizienzebene und unter teilweiser Berücksichtigung von Preisinformationen³³ diskriminiert. Der so ermittelte Effizienzwert ist daher nicht mehr als technischer Effizienzwert im engeren Sinne zu sehen, sondern als (Kosten-)Umwelteffizienzwert (vgl. TIEDEMANN 2011). Bei der Modellierung mit der Bewertung der Inputs mit Treibhausgasemissionen nach COELLI et al. (2007) erfolgt eine vergleichbare Diskriminierung über nicht-diskretionäre Variablen. Jedoch kann hier auf Grund des Modellierungsansatzes explizit zwischen einer (kosten-)technischen, kosten- und treibhausgasallokativen Ineffizienz unterschieden werden.

Für die Wahl des geeigneten Modellierungsansatzes von Treibhausgasemissionen bleibt festzuhalten, dass diese aus Sicht der Fragestellung und den dafür erforderlichen Interpretationsmöglichkeiten getroffen werden sollte. Für weitere Forschungsarbeiten bietet es sich an, die hier gewählten Ansätze zur Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen anhand eines Datensatzes untereinander zu vergleichen und z.B. (Rang-)Korrelationen beider Effizienzmessungen zu analysieren.

Im dritten Beitrag vorliegender Arbeit wird der Energieverbrauch als separate Variable in der Technologiemenge berücksichtigt. Diese Vorgehensweise lehnt sich an Studien wie von z.B. Reinhard et al. (2000) an. Als alternative Modellierungsstrategie käme eine Bewertung der Inputs mittels Energieäquivalente, wie z.B. in BLANCARD und MARTIN (2014), in Betracht. Da es sich wie bei den Treibhausgasemissionen auch bei Energie um eine immaterielle Um-

³³ Z.B. bei dem Input Vorleistungen, in dem implizit Preisangaben berücksichtigt sind.

weltwirkung handelt, ist die Berücksichtigung der Materialbilanz nach COELLI et al. (2007) obsolet (vgl. LAUWERS 2009). Vorteil der Berücksichtigung des Energieverbrauchs als separate Variable in der Technologiemenge ist, dass Substitutionselastizitäten des Energieverbrauchs zu anderen Inputs kalkuliert werden können. Da das Ziel des dritten Beitrags die Berechnung der Substitutionselastizitäten der Inputs mit einschließt, wird die Berücksichtigung des Energieverbrauchs als separate Variable in der Technologiemenge gewählt.

Zur Berücksichtigung der Tierwohlintikatoren wird ein anderer Ansatz als die bisher diskutierten gewählt. Vorteil der hierzu verwendeten Regression ist, dass keine expliziten Annahmen über die Einflussrichtung der Tierwohlintikatoren auf die technische Effizienz getroffen werden müssen (vgl. COELLI et al. 2005). Theoretische Konzepte zur direkten Integration eines Tierwohlintikators innerhalb der Produktivitäts- und Effizienzanalyse existieren zwar (HARVEY und HUBBARD 2013), jedoch liegt eine breite empirische Anwendung dieses Konzepts nicht vor. So ist zum einen offen, wie Tierwohl innerhalb eines einzelnen oder zumindest einigen wenigen Indikatoren erfasst werden kann (BLOKHUIS et al. 2003, WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT 2015). Ferner werden Fragen hinsichtlich theoretischer Konsistenz der Frontier aufgeworfen. So hält das Konzept von HARVEY und HUBBARD (2013) den theoretischen Forderungen der Effizienzanalyse hinsichtlich Monotonie und Konkavität/Konvexität global nicht stand³⁴ (vgl. FÄRE und PRIMOT 1995, SAUER 2006). Aus diesen Gründen wird zur Berücksichtigung der Tierwohlintikatoren eine Tobit-Regression der Effizienzanalyse nachfolgend durchgeführt. Ferner spiegeln einzelne der im vierten Beitrag verwendeten Tierwohlintikatoren eher Umweltvariablen der landwirtschaftlichen Produktion wider als direkte Tierwohl-Outputs. COELLI et al. (2005) betonen hierzu, dass zur Überprüfung des Einflusses solcher Umweltvariablen der hier verwendete zweistufige Ansatz besonders geeignet ist.

6.2.2 Messung von Umweltwirkungen und öffentlichen Gütern

Bei der Messung von Treibhausgasemissionen ist, im Vergleich zu anderen Umweltwirkungen der Landwirtschaft (vgl. DREESMANN 2006), eine direkte Kausalität zwischen den freigesetzten anthropogenen Treibhausgasemissionen und dem Klimawandel vorhanden. Somit kann die Ursache des Klimawandels durch die Treibhausgasemissionen relativ genau erfasst

³⁴ Der Ansatz von HARVEY und HUBBARD (2013) erfordert die Annahme schwacher Verschwendbarkeit im Output und im Tierwohlintikator. Demzufolge ist denkbar, dass die Effizienz von Betrieben an einer Frontier gemessen wird, die für den einen Teil der Betriebe positive und für den anderen Teil der Betriebe negative Grenzraten der Transformation aufweisen. Die Folge wäre, dass ein Betrieb mit einem höher ausgeprägtem Tierwohlintikator und einer geringer ausgeprägten Produktivität einen niedrigeren Effizienzwert zugewiesen bekommt als ein Betrieb mit höherer Produktivität und geringer ausgeprägtem Tierwohlintikator.

werden (IPCC 2014). Dennoch ist die Gewichtung verschiedener Treibhausgase (v.a. Kohlenstoffdioxid, Methan und Lachgas) mittels CO₂-Äquivalente in der Literatur bereits verschieden angepasst worden, was eine gewisse Unsicherheit bei der Gewichtung einzelner Treibhausgase widerspiegelt (vgl. IPCC 1996, IPCC 2007). Ferner ist die Bewertung der bei der Verwendung bestimmter Inputs entstehenden Emissionen mit Unsicherheit verbunden, da diese wie im Falle von Stickstoff großen Schwankungsbreiten unterliegen. In der vorliegenden Arbeit wird dieser Umstand im Beitrag in Kapitel 2 explizit berücksichtigt. Weitere Unsicherheiten bei der Erfassung von Treibhausgasemissionen können sich durch Dynamiken im Humushaushalt des Bodens ergeben. Darüber hinaus ist durch Landnutzungsänderungen eine Freisetzung an Treibhausgasemissionen möglich, wobei diese in der Regel in Studien mit Bezug auf landwirtschaftliche Betriebe in Deutschland nur auf Importfuttermittel angerechnet werden (FRANK et al. 2013). Die Studie über Milchviehbetriebe von FRANK et al. (2013) zeigt, dass der Anteil an Treibhausgasemissionen durch Humusdynamik und Landnutzungsänderungen rund 6 % an den Gesamtemissionen in Bezug auf ein Kilogramm Milch beträgt. Für Marktfruchtbetriebe beträgt der Anteil der Treibhausgasemissionen durch die Humusdynamik an den Gesamtemissionen rund 12 % der flächenbezogenen Gesamtemissionen (SCHMID et al. 2012), wobei die dem Anlagevermögen zuzuordnenden Treibhausgasemissionen bei den Gesamtemissionen nicht berücksichtigt sind. Die Treibhausgasemissionen von Maschinen an den Gesamtemissionen betragen nach MEISTERLING (2009) für Marktfruchtbetriebe rund 2 %. FRANK et al. (2013) ermittelt für das Haltungssystem der Milchkühe, was im Wesentlichen Stallgebäude einschließt, einen Anteil dieser an den Gesamtemissionen in Höhe von unter 1 %. Die Berücksichtigung der Treibhausgasemissionen die der Humusdynamik, der Landnutzungsänderung und den Maschinen und Stallgebäuden zuzuordnen sind, sind in den Studien in Kapitel 2 und 3 nicht berücksichtigt. Jedoch zeigen obige Ausführungen, dass die Summe der Treibhausgasemissionen der genannten Positionen einen relativ geringen Anteil an den Gesamtemissionen aufweist. Somit ist der weit größte Teil der Treibhausgasemissionen in den in Kapitel 2 und 3 berücksichtigten Positionen (Dünger, Diesel, zugekaufte Futtermittel, Strom, verdauungsbedingte Treibhausgasemissionen und Wirtschaftsdünger³⁵) enthalten.

Die Berücksichtigung des Energieverbrauchs in der Effizienzanalyse in Kapitel 4 wird durch eine angestrebte Ressourcenschonung sowie den engen Zusammenhang des Energieverbrauchs mit den direkt steuerbaren Treibhausgasemissionen motiviert. Einige der vorhande-

³⁵ Wie die Diskussionen in den Beiträgen in Kapitel 2 und 3 zeigen, weisen weitere Vorleistungen wie z.B. Saatgut und Pflanzenschutzmittel einen nur marginalen Beitrag an den gesamten Treibhausgasemissionen auf.

nen Studien zum Energieverbrauch unterscheiden hierfür zwischen Energie aus erneuerbaren und Energie aus nicht-erneuerbaren Energiequellen und fokussieren sich auf Einsparpotentiale des nicht-erneuerbaren Energieverbrauchs (DALGAARD et al. 2001, BLANCARD und MARTIN 2014). Jedoch ist hier einzuwenden, dass für die Bereitstellung an erneuerbaren Energien auch erneuerbare und nicht-erneuerbare Ressourcen gebunden und verbraucht werden bzw. Opportunitätskosten gegenüber einer anderweitigen Nutzung der eingesetzten Ressourcen entstehen. Daher ist es aus Sicht einer umfassenderen Ressourcenschonung notwendig, sowohl erneuerbare als auch nicht-erneuerbare Energie bei der Kalkulation des Energieverbrauchs der Betriebe zu berücksichtigen. Studien wie von HOANG und RAO (2010) präferieren die Berücksichtigung der eingesetzten Exergie gegenüber der eingesetzten Energie³⁶ im Produktionsprozess. Dem gegenüber muss eingewendet werden, dass die ausschließliche Berücksichtigung von Exergie die Anergie als Teil der Energie ignoriert. Da jedoch auch zur Bereitstellung von Anergie Ressourcen benötigt werden, müssen diese entsprechend zur Beurteilung des gesamten Ressourcenverbrauchs berücksichtigt werden. Wie in den Beiträgen zur Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen berücksichtigt der Beitrag in Kapitel 4 nicht das Anlagevermögen, wie Wirtschaftsgebäude und Maschinen, sowie einzelne Positionen der Vorleistungen, wie Saatgut und Pflanzenschutzmittel, bei der Kalkulation des Energieverbrauchs. Wie allerdings die Arbeit von KRAATZ (2009) belegt, entfallen lediglich 15 % des Gesamtenergieverbrauchs der Milchviehhaltung auf diese Positionen, sodass der weitaus größte Teil des Energieverbrauchs der Milchviehhaltung erfasst wird.

Bei der Analyse der Treibhausgas- und Energieeffizienz von Milchviehbetrieben in Kapitel 2 und 4 werden zwei verschiedene Ansätze zur Berücksichtigung von Milchkühen gewählt. Für die Treibhausgaseffizienz werden durch Aufzucht, enterische Fermentation sowie die durch Wirtschaftsdünger bedingte Emissionen berücksichtigt. Im Falle der Energieeffizienz werden die Milchkühe zur Kalkulation des Energieverbrauchs nicht berücksichtigt. Der Grund für die unterschiedliche Vorgehensweise ist, dass die Energie, die z.B. für die Aufzucht von Milchkühen benötigt wird, implizit über die berücksichtigten Energieaufwendungen für z.B. Diesel und Dünger für die Futterproduktion sowie zugekauften Futtermittel berücksichtigt werden. Die dem Betrieb zugeführte Energie schließt die Aufwendungen für die Nachzucht mit ein, wie eine vergleichbare Hoftorbilanz für Nährstoffe die benötigten Nährstoffe für die Nachzucht ebenfalls mit einschließen würde. Im Gegensatz dazu entstehen Treibhausgasemissionen im Prozess der Jungviehaufzucht und der Milchviehhaltung (z.B. durch enterische Fer-

³⁶ Exergie und Anergie sind die Bestandteile der Energie, wobei Exergie den Anteil an Energie wiedergibt, der Arbeit verrichten kann (ROSEN und DINCER 2001).

mentation oder anfallende Wirtschaftsdünger), die noch nicht durch die Berücksichtigung von Inputs ausreichend diskriminiert werden. Um diese Diskriminierung für Treibhausgasemissionen, die im Prozess entstehen, gewährleisten zu können, ist die explizite Berücksichtigung von Milchkühen zur Ermittlung der Treibhausgas-effizienz notwendig und bei der Ermittlung der Energieeffizienz nicht³⁷.

Bei den Beiträgen von Kapitel 2 bis 4 wird die Arbeitskraft nicht in die Kalkulation der Treibhausgasemissionen bzw. des Energieverbrauchs mit einbezogen. Grund hierfür ist, dass die Treibhausgasemissionen und Energieaufwendungen für Arbeitskräfte im Vergleich zu anderen Position verschwindend gering sind und daher einen auch nur marginalen Einfluss auf die Treibhausgas- bzw. Energieeffizienz ausüben (vgl. DALGAARD et al. 2001, FRANK et al. 2013, BLANCARD und MARTIN 2014).

Zur Ermittlung der Treibhausgas- und Energieäquivalenten der Inputs werden Angaben von Lebenszyklusanalysen auf Primärebene berücksichtigt, d.h. sämtliche entstehenden Treibhausgasemissionen bzw. Energieaufwendungen von der Produktion/Extraktion über Aufbereitung und Transport sowie der eigentlichen Verwendung und evtl. danach auftretende Treibhausgasemissionen sind berücksichtigt. Dabei sind auch Treibhausgasemissionen bzw. Energieaufwendungen, die zur Erstellung von z.B. Förderstätten freigesetzt bzw. benötigt werden, mit einbezogen (vgl. REINHARDT et al. 1993). Somit fließen Durchschnittstreibhausgasemissionen bzw. -energieäquivalente und nicht Grenztreibhausgasemissionen bzw. -energieäquivalente mit in die Analysen ein. Vorteil hierbei ist, dass die Inputs umfangreich bewertet werden. Aus Sicht der tatsächlich möglichen Einsparung an Treibhausgasemissionen bzw. an Energie greift dieser Ansatz allerdings insofern zu weit, als dass auf die Treibhausgasemissionen bzw. Energieaufwendungen für bestehende Anlagen erst bei einer notwendigen Ersatzinvestition verzichtet werden könnte. Somit schließt die gewählte Primärebene innerhalb der gewählten Systemgrenzen der Lebenszyklusanalyse auch erst langfristig einsparbare Treibhausgasemissionen bzw. Energieaufwendungen mit ein.

In der Literatur existieren verschiedene Ansätze der Definition und Abgrenzung des Begriffs Tierwohl sowie verschiedene Konzepte zur Messung von Tierwohl (CURTIS 2007, BOTREAU

³⁷ Darüber hinaus wird die Frage aufgeworfen, ob Milchkühe generell als Input im Produktionsprozess zu berücksichtigen sind. Hierzu ist festzuhalten, dass wenn die Färsenaufzucht bei der Betrachtung der Betriebe mit eingeschlossen ist, eine ausreichende Diskriminierung auf langfristige Sicht gewährleistet ist. Eine Zeitverschiebung durch die Dauer der Aufzucht ist hierbei allerdings zu berücksichtigen. Steht eine kurzfristige Betrachtung der Betriebe im Vordergrund oder ist z.B. nur ein Wirtschaftsjahr beobachtet, kann es von Vorteil sein, für eine ausreichende Diskriminierung zusätzlich die Anzahl an Milchkühen als Input zu berücksichtigen.

et al. 2007). Den verschiedenen Konzepten ist jedoch gemein, dass Tierwohl die Bedürfnisbefriedigung, die Freiheit von Schmerzen/Leiden/Stress, eine biologische Funktionalität, die Gesundheit sowie das Ausleben artspezifischer Verhaltensmuster umfasst (vgl. BROOM 1991, FRASER 1993, BOTREAU et al. 2007). Zur Messung des Tierwohls stellt DAWKINS (1980) die Erfassung von Gefühlen von Tieren als ideale Methode dar. Hierauf wendet CURTIS (2007) ein, dass Gefühle von Tieren jedoch nicht direkt und objektiv sowie in größerem Maßstab als auch mit praktikablen Erfassungsmethoden quantifiziert werden können. Darüber hinaus können beispielsweise strategische Zielvorgaben zur Verbesserung von Tierwohl nur auf Basis quantifizierbarer Indikatoren festgelegt und überprüft werden (vgl. BROOM 1991). Folglich schlägt CURTIS (2007) ein Konzept von tierbasierten Indikatoren vor. Dies basiert auf der Grundüberlegung, dass der Vergleich der tatsächlichen zur potentiellen Produktions- und Reproduktionsleistung (z.B. Milchleistung, Zwischenkalbezeit) Aufschluss über das Tierwohl gibt. Da auch die Haltungsbedingungen sowie das Management auf die gesamte Herde Einfluss haben, werden in dem Beitrag in Kapitel 5 die Tierwohlintikatoren nicht einzeltierbezogen, sondern anhand des Herdendurchschnitts wiedergegeben und daher prozessbezogene Tierwohlintikatoren (PTI) genannt.

Kritisch zu den PTIs ist anzumerken, dass diese durch andere Managementeinflüsse beeinflusst oder gar überlagert werden können. So ist zum Beispiel eine höhere Zwischenkalbezeit nicht ausschließlich auf eine geringe Reproduktionsleistung in Folge von verringertem Tierwohl zurückzuführen, sondern kann auch auf einer nachlässigen Brunstbeobachtung und schlechtem Fruchtbarkeitsmanagement basieren. Im Gegensatz dazu können Indikatoren einer verringerten Fruchtbarkeit, wie z.B. mangelhafte Brunstsymptome, durch hormonelle Eingriffe kompensiert werden, ohne dass sich das damit verbundene Tierwohl ändert (vgl. LUCY et al. 1986). Dies schränkt die grundsätzliche Belastbarkeit der PTIs ein. Ein Vorteil einiger PTIs, wie z.B. das Erstkalbalter, ist eine standardisierte und objektive Erfassung durch Landeskontrollverbänden oder Beratungsringen und eine dadurch bedingte ausreichende Verfügbarkeit an Daten, so wie beispielweise vom WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT (2015) gefordert. Dieser Vorteil wird für den Beitrag in Kapitel 5 genutzt und die vorhandenen PTIs fließen in die Analyse mit ein. Detailliertere PTIs, wie beispielsweise die Anzahl an Mastitiden, die Anzahl an geschwollenen Gelenken, die Erfassung von Verhaltensmustern oder Verletzungen der Tiere, bieten besseren Aufschluss über das Tierwohl, werden aber in der Regel nicht standardmäßig erfasst und liegen auch nicht für den Beitrag in Kapitel 5 vor. Ferner sind die genannten detaillierteren PTIs zum Teil von einer Subjektivität bei der Erfassung affektiert. Wie auch der WISSENSCHAFTLICHE BEIRAT betont (2015), bietet es sich für weitere Forschungsar-

beiten zum Tierwohl an, einzeltierbezogene Tierwohlintikatoren weiterzuentwickeln, sodass diese standardisiert, wiederholbar und in entsprechendem Umfang erhoben werden können (vgl. BMEL 2015).

Ferner ist für den Beitrag in Kapitel 5 anzumerken, dass eine normative Bewertung der PTIs nicht erfolgt. So können PTIs bei Überschreitung bestimmter Intervallgrenzen den Beginn einer klinischen Krankheit signalisieren (z.B. bei Fett/Eiweiß-Relationen in der Milch, vgl. DUFFIELD et al. (1997)), das Tierwohl an sich kann jedoch schon in einem engeren oder weiteren Intervall beeinflusst sein. Darüber hinaus können normativ festgelegte Optima von PTIs durch züchterische Einflüsse oder Verbesserungen in der Verfahrenstechnik einer Änderung unterliegen, wie beispielsweise die Steigerung der Milchleistung (WEBSTER 1993), und müssen entsprechend ggf. angepasst werden.

6.2.3 Methoden der Effizienzmessung

In vorliegender Arbeit kommen sowohl die Data Envelopment Analysis (DEA) als auch die Stochastic Frontier Analysis (SFA) als Methoden der Effizienzanalyse zur Anwendung. Die Effizienzanalyse ist im Besonderen geeignet, Unterschiede im (um Umweltwirkungen erweiterten) Management der Betriebe zu determinieren und die restriktive Annahme der neoklassischen Produktionstheorie einer effizienten Produktion aller Agenten aufzuheben (FÄRE et al. 1985). Ferner bietet die Effizienzanalyse den Vorteil gegenüber der Produktivitätsmessung mittels z.B. Tornqvist-/Fisher-Indexnummern, dass keine Preisdaten für Inputs vorhanden sein müssen (COELLI et al. 2005). Dies ist insbesondere für Anwendungen in Bezug auf die Landwirtschaft von Belang, da Preise bzw. Opportunitätskosten für z.B. eigenen Boden und eigene Arbeit betriebsindividuell nicht vorliegen. Im Folgenden wird die Anwendung der DEA und SFA für vorliegende Arbeit diskutiert.

Vorteile der nicht-parametrischen deterministischen DEA sind, dass a priori keine Funktionsform der Frontier festgelegt werden muss und die theoretische Konsistenz der Frontier erfüllt ist. Hingegen ist von Nachteil, dass bei der DEA kein Störterm für zufällige Einflüsse berücksichtigt wird und die Methode sensibel gegenüber Datenausreißern ist. So werden sämtliche Abweichungen von der Frontier als Ineffizienzen deklariert und es kann durch Ausreißer zu starken Verzerrungen der Effizienzwerte aller Betriebe kommen. Methodische Weiterentwicklungen wie beispielsweise die *Stochastic non-smooth envelopment of data* von KUOSMANEN und KORTELAJINEN (2012) verknüpfen die Grundidee der DEA hinsichtlich der Festlegung der Frontier mit einem Fehlerterm, der die Berücksichtigung stochastischer Ein-

flüsse bei der Effizienzmessung ermöglicht. BANKER und CHANG (2006) zeigen auf, wie die Supereffizienzanalyse (ANDERSEN und PETERSEN 1993) verwendet werden kann, um potentielle Datenausreißer zu identifizieren und um diese somit ggf. auf Datenfehler zu überprüfen. Ferner können starke produktionsbedingte Schwankungen³⁸ von Variablen in einzelnen Jahren durch eine Mittelwertbildung über mehrere Jahre hinweg dadurch bedingte Verzerrungen reduzieren (RUGGIERO 2004). Ein weiterer Nachteil von DEA-Modellen ist, dass keine statistischen Tests zur Überprüfung von Hypothesen durchgeführt werden können (COELLI et al. 2005). Jedoch zeigt BANKER (1996) erste Ansätze zur Durchführung von Hypothesentests zu z.B. der Wahl des Skalenertragsverhaltens auf. Durch die Einführung des Bootstrappings von SIMAR und WILSON (1998, 2000) in Bezug zur DEA können Konfidenzintervalle der Effizienzanalyse ermittelt werden und darauf aufbauend ebenfalls statistische Tests über die Wahl des Skalenertragsverhaltens durchgeführt werden (BOGETOFT und OTTO 2011).

Die parametrische SFA berücksichtigt implizit stochastische Einflüsse und eignet sich für statistische Tests zur Überprüfung von Hypothesen. Nachteil der SFA ist jedoch die mögliche Fehlspezifikation der funktionalen Form sowie der Verteilung des Ineffizienzterms, wengleich verschiedene Funktionsformen und Verteilungsannahmen des Ineffizienzterms mittels eines Likelihood-Ratio-Tests geprüft werden können (COELLI et al. 2005). Ferner muss die Einhaltung theoretischer Konsistenz der Produktionsfrontier bei der Schätzung der SFA überprüft und ggf. erzwungen werden, um u.a. unverzerrte Schätzergebnisse der Effizienzwerte zu erhalten (SAUER 2006, HENNINGSEN und HENNING 2009).

Eine eindeutige Überlegenheit einer der diskutierten Methoden ist nicht festzustellen. Die Wahl der Methode ist vielmehr von der spezifischen Anwendung abhängig. Spielen stochastische Einflüsse eine eher mäßige Rolle (z.B. gewerbliche Veredelung), so bietet sich auch die DEA als adäquates Instrument zur Effizienzmessung an. Für beispielsweise Marktfruchtbetriebe, die unmittelbar stochastischen Einflüssen wie dem Wetter ausgesetzt sind, kann die SFA die tatsächliche Effizienz der Betriebe besser erfassen. Wobei beide Analysemethoden auch für den jeweils anderen genannten Anwendungsfall unter evtl. notwendigen Anpassungen verwendet werden können. Studien, die beide Analysemethoden innerhalb eines selben Datensatzes vergleichen, ermitteln hohe Rangkorrelationskoeffizienten zwischen dem Ranking der Betriebe durch DEA und SFA (HJALMARSSON et al. 1996, REINHARD et al. 2000). Dennoch sind auf Grund der Berücksichtigung von stochastischen Einflüssen die Effizienz-

³⁸ Vorstellbar sind z.B. starke Schwankungen von Getreideerträgen oder die seuchen-/krankheitsbedingte Remontierung/Keulung großer Teile von Tierbeständen.

werte der SFA in der Regel höher als die mittels DEA ermittelten Effizienzwerte (REINHARD et al. 2000).

Die in vorliegender Arbeit verwendeten Schätzungen berücksichtigen nicht potentiell vorhandene unbeobachtete Heterogenität. So bietet es sich für Schätzung mit balancierten Paneldaten wie in Kapitel 3 und 4 an, auf z.B. Fixed- oder Random-Effects-Modelle zurückzugreifen. ABDULAI und TIETJE (2007) geben einen Überblick über Methoden, die unbeobachtete Heterogenität in der Effizienzschätzung berücksichtigen. Wenn Heterogenität lediglich zwischen Gruppen innerhalb des Samples herrscht, ist die Latent-Class-Schätzung geeignet, Heterogenität im Sample zu berücksichtigen (ALVAREZ und DE CORRAL 2010). Für weitere Fragestellungen bietet es sich daher an, explizit unbeobachtete Heterogenität bei der Effizienzmessung zu berücksichtigen und den Einfluss auf die Ergebnisse zu prüfen.

6.3 Kritische Würdigung der verwendeten Daten

Die für vorliegende Arbeit verwendeten Daten stammen von landwirtschaftlichen Betrieben aus den Bundesländern Schleswig-Holstein, Mecklenburg-Vorpommern, Nordrhein-Westfalen und Hamburg. Die hier ermittelten Ergebnisse sind daher auf Grund der geografischen Lage der untersuchten Betriebe nicht für den landwirtschaftlichen Sektor in Deutschland repräsentativ. Auch hinsichtlich der Betriebsgröße sind die untersuchten Daten nicht repräsentativ. Die in Kapitel 2 bis 4 analysierten Betriebe sind im Mittel überdurchschnittlich groß und übertreffen hinsichtlich der Betriebsgröße den Durchschnitt vergleichbarer Betriebe in Deutschland. Für den Datensatz in Kapitel 5 zeigt die Menge an Milchquote, dass die untersuchten Betriebe in dieser Kategorie fast doppelt so groß sind wie vergleichbare Betriebe im Wirtschaftsjahr 2009/10 aus Nordrhein-Westfalen (vgl. BMELV 2010). Ferner werden die Ergebnisse im Hinblick auf die Landwirtschaft in Deutschland insoweit eingeschränkt, als dass ausschließlich Marktfrucht- und Milchviehbetriebe analysiert werden. Anderweitig spezialisierte Betriebe, wie z.B. in der Veredelung, sowie Verbundbetriebe und ökologisch wirtschaftenden Betriebe, sind nicht berücksichtigt. Um eine bessere Repräsentativität der Ergebnisse zu erhalten, ist es für weitere Forschungsarbeiten sinnvoll, die hier vollzogenen Analysen auch auf diese Betriebe bzw. auf Betriebe des Testbetriebsdatensatzes des Bundesministeriums für Ernährung und Landwirtschaft anzuwenden.

Als Bezugsquelle der Daten werden zum einen nach dem BMELV (2011) standardisierte Buchführungsabschlüsse verwendet (Kapitel 2 und 4) und zum anderen Daten aus Betriebszweiganalysen verwendet (Kapitel 3 und 5). Vorteil der Buchführungsabschlüsse ist die rela-

tiv genaue Dateneinsicht zur Bilanz sowie Gewinn- und Verlustrechnung der Betriebe. Nachteil hierbei ist jedoch, dass Angaben über z.B. einzelne Düngereinkäufe nicht detailliert vorliegen und stattdessen in aggregierten Konten erfasst sind. Genaue Angaben über energie- und treibhausgasrelevante Aufwendungen sind jedoch essentiell für vorliegende Arbeit. Detaillierte Einzelbuchungen sind hierfür separat beschafft worden. Ferner lassen sich einzelne Aufwendungen der Buchführungsabschlüsse nicht betriebszweigspezifisch zuordnen (TIEDEMANN 2011). Um diesen Kritikpunkt zu entgegnen, werden nur spezialisierte Betriebe untereinander verglichen, um einen hinsichtlich der Technologie homogenen Datensatz zu gewährleisten und um mögliche Verzerrungen durch fälschliche Zuordnung einzelner Positionen zu verringern. Ein grundlegender Kritikpunkt an den Buchführungsabschlüssen ist, dass diese durch eine steuerlich günstige Ausgestaltung die tatsächlichen betriebswirtschaftlichen Verhältnisse verzerrt wiedergeben können. Ferner sind vor allem kleinere Betriebe nicht buchführungspflichtig und werden somit systematisch nicht erfasst (BUNDESGESETZBLATT 2009, TIEDEMANN 2011). Dem entgegen bieten Betriebszweigauswertungen den Vorteil, nicht durch steuerliche Aspekte immanent verzerrt zu sein. Ferner liegen häufig detailliertere Angaben über z.B. verwendete Düngermengen und produktionstechnische Parameter vor (z.B. im Falle von Milchviehbetrieben Angaben über Zwischenkalbezeiten, Zellgehalte der Milch, etc.), sodass diese Datensätze im Besonderen den Anforderungen bezüglich der hier durchgeführten Analysen entsprechen.

Die relativ hohen Anforderungen hinsichtlich der Datenauflösung erschweren es, auf eine breite empirische Datenbasis zurückgreifen zu können. So berücksichtigen Effizienzanalysen ohne die separate Berücksichtigung von Umweltwirkungen bzw. öffentlichen Gütern Datensätze mit mehreren Tausend Betrieben über mehrere Jahre hinweg (RASMUSSEN 2010, SAUER und LATA CZ-LOHMANN 2015). Der Umfang der hier analysierten Datensätze ist vergleichbar mit Studien, die Umweltwirkungen bzw. öffentliche Güter berücksichtigen. Beispielsweise ermitteln BLANCARD und MARTIN (2014) die Energieeffizienz von 135 Betrieben im Jahr 2007. REINHARD et al. (2000) berücksichtigt zur Ermittlung der Umwelteffizienz ein unbalanciertes Panel mit insgesamt 1535 Beobachtungen von 1991 bis 1994. LAWSON et al. (2004a) berücksichtigt bei der Ermittlung des Einflusses von Tierwohlindikatoren auf die Effizienz von Milchviehbetrieben 514 Betriebe im Jahr 1998.

Bei der Messung des Outputs werden bis auf den Beitrag in Kapitel 3 die Outputs der Betriebe monetär bewertet und aggregiert. Dem hingegen erfolgt die Erfassung des Outputs im Beitrag in Kapitel 3 mittels Naturalerträge und eine Aggregation der Erträge über einen Getreideeinheitenschlüssel. Dies steht nicht im direkten Widerspruch zu einer monetären Aggregation

der Erträge. Grund hierfür ist, dass insbesondere in dynamischen Analysen eine Korrektur der Umsätze mittels Preisindizes erfolgt (z.B. TIEDEMANN und LATACZ-LOHMANN 2011). Die Korrektur der Umsätze mit entsprechenden Preisindizes führt zu einer impliziten Berechnung von Mengeneinheiten und korrigiert den Output eines Betriebes um Preiseffekte, um dadurch die technische Produktivität der Betriebe im Zeitablauf zu erfassen³⁹ (COELLI et al. 2005). Dies überschneidet sich mit der in Kapitel 3 gewählten Vorgehensweise, die Naturalerträge als Outputs zu erfassen. Dennoch gilt, dass die monetäre Aggregation mit Preisen in der Lage ist, Qualitätsunterschiede in den Outputs oder Änderungen der Preisrelationen zwischen verschiedenen Marktfrüchten zu berücksichtigen (vgl. ABDULAI und TIETJE 2007).

Den hier verwendeten Daten ist kritisch anzumerken, dass nur ein Teil der Umweltwirkungen der Landwirtschaft erfasst werden. So zählen z.B. Nitrat- und Phosphorauswaschungen zu weiteren bedeutenden Umweltwirkungen. Analysen hierzu finden sich beispielsweise in REINHARD et al. (2000) und COELLI et al. (2007). Ferner wird auch die Bereitstellung öffentlicher Güter durch die Landwirtschaft nicht explizit berücksichtigt. Studien hierzu sind z.B. CHAVAS und DI FALCO (2012) sowie SAUER und WOSSINK (2013). Für weitere Studien bietet es sich daher an, diese Umweltwirkungen bzw. öffentlichen Gütern zu berücksichtigen und ferner auf evtl. auftretende Zielkonflikte einzugehen.

6.4 Implikation für Politik und Praxis

Trotz der diskutierten Kritikpunkte beinhaltet die vorliegende Arbeit Implikation für Politik und Praxis. So bestehen insbesondere für Milchviehbetriebe erhebliche Einsparpotentiale an sowohl Kosten als auch Treibhausgasemissionen. Für die analysierten Marktfruchtbetriebe ist ein geringeres Einsparpotential festzustellen. Für eine treibhausgaseffiziente Produktion ist ein hoher Grad an Zielkongruenz zu einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion festzustellen. Somit kann bereits unter bestehenden Anreizmechanismen (kostenminimalen bzw. umsatz-/profitmaximalen Produktion) zu weiten Teilen eine treibhausgaseffiziente Produktion umgesetzt werden. Dennoch gilt zu beachten, dass trotz bestehender marktwirtschaftlicher Anreizmechanismen keine betriebswirtschaftlich effiziente Produktion festzustellen ist. Die hier vorhandene Ineffizienz kann auch strukturell bedingt sein (vorhandene Gebäudestrukturen, tradierte Arbeitsweisen, von einer kostenminimalen Produktion abweichende Zielfunktionen der Betriebsleiter, etc.) und ggf. nur langfristig behoben werden. Daher können Teile der

³⁹ Für die dynamischen Analysen werden ferner keine Prämien der Produktion berücksichtigt, da sonst eine Prämienkürzung einen Produktivitätsrückgang indizieren würde, was für die Beurteilung der *technischen* Produktivitätsentwicklung irreführend wäre (vgl. TIEDEMANN und LATACZ-LOHMANN 2011).

aufgezeigten Einsparpotentiale unter Umständen nur auf lange Sicht genutzt werden. Mögliche Handlungen, diesen Prozess zu beschleunigen, sind z.B. ein Ausbau der Beratung, eine Anpassung der landwirtschaftlichen Ausbildung oder eine Förderung der Kommunikation ineffizienter Betriebe mit Benchmarks.

Soll eine vollständige Zielkongruenz zwischen einer betriebswirtschaftlich effizienten und treibhausgas-effizienten Produktion erreicht werden, bieten sich neben ordnungsrechtlichen Möglichkeiten die Einführung von Steuern an. Dennoch kann hier nicht abschließend die Frage beantwortet werden, inwieweit diese Maßnahmen zur Erreichung einer kosten- und treibhausgas-effizienten Produktion effizient im Sinne der kostengünstigsten Maßnahme zur Einsparung an Treibhausgasemissionen sind. Ferner könnten ordnungsrechtliche/steuerliche Maßnahmen innerhalb nationaler Alleingänge zur Verlagerung bestimmter Produktionszweige ins Ausland führen (vgl. BERNTSEN et al. 2003). Auch eine mögliche Einbindung von landwirtschaftlichen Betrieben in den Emissionszertifikatehandel gestaltet sich in der Umsetzung als schwierig. Da in der Landwirtschaft in der Regel keine Punktemissionen, wie z.B. in der Industrie, vorliegen, können Emissionen nicht direkt gemessen, sondern nur geschätzt werden. Eine direkte Prüfung des Effekts von Maßnahmen ist daher nur bedingt einzelbetrieblich durchführbar. Stattdessen wäre es eine Möglichkeit, die festgestellten Charakteristika treibhausgas-effizienter Betriebe (Kapitel 2) zu fördern bzw. die Determinanten einer treibhausgas-effizienten Produktion (Kapitel 3) hinsichtlich ihrer Wirkung auf das Einsparpotential von Treibhausgasemissionen durch Setzen von Anreizen zu steuern. So stellt die vorliegende Arbeit unter anderem heraus, dass insbesondere der Gebrauch von organischem Dünger die Umwelteffizienz unter Berücksichtigung Treibhausgasemissionen verringert. Daher sind z.B. Programme zur Verbesserung der Effizienz von organischem Dünger hinsichtlich der politischen Umsetzung und der Durchführung einer Einbindung der Landwirtschaft im Emissionszertifikatehandel vorzuziehen. Nichtsdestotrotz ist zu beachten, dass die hier analysierten Marktfruchtbetriebe für die Einsparung marginaler Mengen an Treibhausgasemissionen am Zertifikatemarkt wettbewerbsfähig sind (vgl. EEX 2015). Die dynamische Betrachtung der Marktfruchtbetriebe in Kapitel 3 zeigt auf, dass der technische Fortschritt die wichtigste Ursache für die Produktivitätsentwicklung unter Berücksichtigung von Treibhausgasemissionen ist. Da der festgestellte jährliche Fortschritt abnehmend ist und induzierte Forschungsprogramme bis zur breiten Diffusion in die Praxis langfristige Zeithorizonte benötigen, sind hier frühzeitig und entsprechend vorausschauend Initiativen zu ergreifen (FOSTER und ROSENZWEIG 2010).

Hinsichtlich des Energieverbrauchs von Milchviehbetrieben ist ein relativ großes Einsparpotential vorhanden. Dieses Einsparpotential kann, wie schon bei den Treibhausgasemissionen aufgezeigt, auch strukturell bedingt sein und in der Umsetzung langfristige Zeitspannen benötigen. Die erforderlichen Maßnahmen beziehen sich daher auch auf eine vertiefte Beratung bzw. einer Diffusion von Wissen von effizienten Betrieben zu ineffizienten Betrieben. Ferner können Determinanten einer energieeffizienten Produktion entsprechend fokussiert und gefördert werden, wie z.B. eine lange Nutzungsdauer bei einem hohen Leistungsniveau der Tiere. Ferner zeigen die Substitutionselastizitäten, dass Energie entsprechend durch z.B. energieextensivere Vorleistungen substituiert werden kann und somit der Energieverbrauch zusätzlich verringert werden kann. Als politische Handlungsmöglichkeit ist denkbar, die erforderlichen betriebsstrukturellen Anpassungen zum Vollzug der Substitution von Energie, wie z.B. durch Anpassungen der Flächenbewirtschaftung und der verfütterten Ration, zu fördern (KRAATZ 2009).

Politische Entscheider können den Beitrag in Kapitel 5 über den Zusammenhang von technischer Effizienz und Tierwohl als Grundlage für weitere Schritte heranziehen. Deutlich wird, dass die Annahme eines monotonen Zusammenhangs zwischen technischer Effizienz und einiger Tierwohlintikatoren unzureichend ist, um pauschale Ziele hierzu zu formulieren. Zur Ableitung konkreter Handlungsmaßnahmen ist ferner eine normative Bewertung der Ergebnisse nötig.

Für die landwirtschaftliche Praxis bleibt festzuhalten, dass insbesondere die in Kapitel 2 und 4 untersuchten Milchviehbetriebe ein relativ hohes Niveau an Einsparpotentialen in Kosten und Inputs aufweisen. Es empfiehlt sich vor allem für Milchviehbetriebe dieses Potential zu nutzen und durch Verbesserungen der Kosteneffizienz mangelnde Wettbewerbsfähigkeit aufzuholen, um auch in ungünstigen Preissituationen am Markt wettbewerbsfähig bleiben zu können. Eine längere Nutzungsdauer und höhere Milchleistung der Kühe wirkt sich positiv auf die Energieeffizienz aus. Für die untersuchten Marktfruchtbetriebe empfiehlt es sich, den Anteil an organischem Dünger zu verringern, so lange nicht günstige Bezugspreise den Umwelteffizienzverlust bei der Düngern aufwiegen. Darüber hinaus bringt eine Spezialisierung auf den Anbau von Getreide und Zuckerrüben (sofern der Standort dies ermöglicht) Vorteile in der Umwelteffizienz. Ferner ist es von Vorteil, den Anteil an ausgelagerten Arbeiten auf das nötigste zu beschränken bzw. deren Ausführung und Ausführungszeitpunkt konsequent zu kontrollieren. Da die Ermittlung der Energie- und Umwelteffizienz an betriebswirtschaftliche Effizienzanalysen angelehnt ist, sind diese Ergebnisse entsprechend für das Ziel einer betriebswirtschaftlich effizienten Produktion übertragbar. Ein monotoner Zusammenhang zwi-

schen Tierwohl und der technischen Effizienz der Betriebe besteht für einige Tierwohlintikatoren nicht, sodass in diesem Kontext pauschale Empfehlungen (z.B. je geringer die Zellzahl, desto höher die technische Effizienz) nicht adäquat sind.

Literaturverzeichnis

- ABDULAI, A.; TIETJE, H. (2007): Estimating technical efficiency under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models: application to northern German dairy farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 34 (3), 393–416.
- ALVAREZ, A.; DEL CORRAL, J. (2010): Identifying different technologies using a latent class model: extensive versus intensive dairy farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 37 (2), 231–250.
- ANDERSEN, P.; PETERSEN, N.C. (1993): A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis. In: *Management Science* 39 (10), 1261–1264.
- BANKER, R.D. (1996): Hypothesis tests using data envelopment analysis. In: *The Journal of Productivity Analysis* 7 (2-3), 139–159.
- BANKER, R.D.; CHANG, H. (2006): The super-efficiency procedure for outlier identification, not for ranking efficient units. In: *European Journal of Operational Research* 175 (2), 1311–1320.
- BERNTSEN, J.; PETERSEN, B.; JACOBSEN, B.; OLESEN, J.; HUTCHINGS, N. (2003): Evaluating nitrogen taxation scenarios using the dynamic whole farm simulation model FASSET. In: *Agricultural Systems* 76 (3), 817–839.
- BLANCARD, S.; MARTIN, E. (2014): Energy efficiency measurement in agriculture with imprecise energy content information. In: *Energy Policy* 66, 198–208.
- BLOKHUIS, H.J.; JONES, R.B.; GEERS, R.; MIELE, M.; VEISSIER, I. (2003): Measuring and monitoring animal welfare: transparency in the food product quality chain. In: *Animal Welfare* 12 (4), 445–455.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMEL) (2015): BMEL fördert Forschung zu Tierwohlindikatoren. <http://www.bmel.de/DE/Tier/Tierwohl/_texte/Forschung-Tierwohlindikatoren.html>, [23/07/2015].
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (BMELV) (2009): Bericht des BMELV für einen aktiven Klimaschutz der Agrar-, Forst- und Ernährungswirtschaft und zur Anpassung der Agrar- und Forstwirtschaft an den Klimawandel. <<http://www.bmelv.de/cae/servlet/contentblob/383152/publicationFile/22425/Klimaschutzbericht2008.pdf>>, [10/07/2015].

- BMELV (2010): Die wirtschaftliche Lage der landwirtschaftlichen Betriebe. Buchführungsergebnisse der Testbetriebe Wirtschaftsjahr 2009/10. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/BFB-0111001-2010.pdf>>, [20/05/2015].
- BMELV (2011): Buchführung der Testbetriebe. Stand: April 2011. <<http://berichte.bmelv-statistik.de/BFB-0113004-2011.pdf>>, [17/07/2012].
- BOGETOFT, P.; OTTO, L. (2011): Benchmarking with DEA, SFA, and R. New York: Springer.
- BOTREAU, R.; BONDE, M.; BUTTERWORTH, A.; PERNY, P.; BRACKE, M.B.M.; CAPDEVILLE, J.; VEISSIER, I. (2007): Aggregation of measures to produce an overall assessment of animal welfare. Part 1: a review of existing methods. In: *Animal* 1 (08).
- BROOM, D.M. (1991): Animal welfare: concepts and measurement. In: *Journal of animal science* 69, 4167–4175.
- BUNDESGESETZBLATT (2009): Einkommensteuergesetz in der Fassung der Bekanntmachung vom 8. Oktober 2009 (BGBl. I S. 3366, 3862), zuletzt geändert durch Artikel 2 des Gesetzes vom 16. Juli 2015 (BGBl. I S. 1202).
- CHAVAS, J.-P.; DI FALCO, S. (2012): On the Productive Value of Crop Biodiversity: Evidence from the Highlands of Ethiopia. In: *Land Economics* 88 (1), 58–74.
- COELLI, T.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G. (2007): Environmental efficiency measurement and the materials balance condition. In: *Journal of Productivity Analysis* 28 (1-2), 3–12.
- COELLI, T.J.; BATTESE, G.E.; O'DONNELL, C.J.; RAO, D.P. (2005): An introduction to efficiency and productivity analysis. 2nd ed. New York, N.Y: Springer.
- CUESTA, R.A.; LOVELL, C.K.; ZOFÍO, J.L. (2009): Environmental efficiency measurement with translog distance functions: A parametric approach. In: *Ecological Economics* 68 (8-9), 2232–2242.
- CURTIS, S.E. (2007): Commentary: Performance Indicates Animal State of Being: A Cinderella Axiom? In: *Professional Animal Scientist* 23(6):573–583 23 (6), 573–583.
- DALGAARD, T.; HALBERG, N.; PORTER, J.R. (2001): A model for fossil energy use in Danish agriculture used to compare organic and conventional farming. In: *Agriculture, Ecosystems & Environment* 87 (1), 51–65.

- DAWKINS, M. S. (1980): *Animal Suffering: The Science of Animal Welfare*. Chapman and Hall: London.
- DE CARA, S.; JAYET, P.-A. (2011): Marginal abatement costs of greenhouse gas emissions from European agriculture, cost effectiveness, and the EU non-ETS burden sharing agreement. In: *Ecological Economics* 70 (9), 1680–1690.
- DREESMAN, A. (2006): *Messung von Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Einbeziehung von Umweltwirkungen*, Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- DUFFIELD, T.F.; KELTON, D.F.; LESLIE, K.E.; LISSEMORE, K.D.; LUMSDEN, J.H. (1997): Use of test day milk fat and milk protein to detect subclinical ketosis in dairy cattle in Ontario. In: *Can Vet J.* 38 (11), 713–718.
- EUROPEAN ENERGY EXCHANGE (EEX) (2015): European Emission Allowances. <<https://www.eex.com/en/market-data/emission-allowances/spot-market/european-emission-allowances#!/2015/08/10>>, [10/08/2015].
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C. (1985): *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston/Dodrecht/Lancaster: Kluwer-Nijhof Publishing.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA, C. (1989): Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 71 (1), 90–98.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NOH, D.-W.; WEBER, W. (2005): Characteristics of a polluting technology: theory and practice. In: *Journal of Econometrics* 126 (2), 469–492.
- FÄRE, R.; PRIMONT, D. (1995): *Multi-output production and duality. Theory and applications*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- FOSTER, A.D.; ROSENZWEIG, M.R. (2010): Microeconomics of Technology Adoption. In: *Annu. Rev. Econ.* 2 (1), 395–424.
- FRANK, H.; SCHMID, H.; HÜLSENBERGEN, K.-J. (2013): Energie- und Treibhausgasbilanz milchviehhaltender Landwirtschaftsbetriebe in Süd- und Westdeutschland. In: K.-J. Hülsenbergen, G. Rahmann (Eds.): *Klimawirkungen und Nachhaltigkeit ökologischer und konventioneller Betriebssysteme - Untersuchungen in einem Netzwerk von Pilotbetrieben*. Braunschweig (Thünen Report, 8), 139–166.

- FRASER, D. (1993): Assessing Animal Well-Being: Common Sense, Uncommon Science. Food Animal Well-Being, Purdue University Office of Agricultural Research Programs: West Lafayette, S.37-54, <<http://hub.ansc.purdue.edu/wellbeing/FAWB1993/Fraser.pdf>> [04/07/2014].
- HAGEMANN, M.F. (2011): Empirische Analysen der Milcherzeugung im Hinblick auf Umweltwirkungen und Wettbewerbsfähigkeit, Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- HANSSON, H.; ÖHLMÉR, B. (2008): The effect of operational managerial practices on economic, technical and allocative efficiency at Swedish dairy farms. In: *Livestock Science* 118 (1-2), 34–43.
- HARVEY, D.; HUBBARD, C. (2013): Reconsidering the political economy of farm animal welfare: An anatomy of market failure. In: *Food Policy* 38, 105–114.
- HENNINGSEN, A.; HENNING, C.H.C.A. (2009): Imposing regional monotonicity on translog stochastic production frontiers with a simple three-step procedure. In: *Journal of Productivity Analysis* 32 (3), 217–229.
- HJALMARSSON, L.; KUMBHAKAR, S.C.; HESHMATI, A. (1996): DEA, DFA and SFA: A Comparison. In: *Journal of Productivity Analysis* 7 (2-3), 303–327.
- HOANG, V.-N.; RAO, D.S.P. (2010): Measuring and decomposing sustainable efficiency in agricultural production: A cumulative exergy balance approach. In: *Ecological Economics* 69 (9), 1765–1776.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC) (1996): Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories. Reference Manual. Volume 3. <<http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/gl/invs6.html>>, [22/07/2015].
- IPCC (2007): Climate Change 2007: Mitigation. Contribution of Working Group III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: B. Metz, O.R Davidson, P.R Bosch, R. Dave, L.A Meyer (Eds.): *Climate Change 2007: Mitigation. Contribution of Working Group III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. United Kingdom and New York, NY, USA: Cambridge University, 1–863.
- IPCC (2014): Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate

- Change. Edited by R.K. Pachauri and L.A. Meyer, IPCC. Genf, Schweiz. <<https://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/>>, [22/07/2015].
- KRAATZ, S. (2009): Ermittlung der Energieeffizienz in der Tierhaltung am Beispiel der Milchviehhaltung, Dissertation, Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin.
- KUOSMANEN, T.; KORTELAINEN, M. (2012): Stochastic non-smooth envelopment of data: semi-parametric frontier estimation subject to shape constraints. In: *Journal of Productivity Analysis* 38 (1), 11–28.
- LANDWIRTSCHAFTSKAMMER SCHLESWIG-HOLSTEIN (LK-SH) (2009): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2008/09. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rindertag_2008-2009_Gesamtauswertung.pdf>, [16/03/2015].
- LK S-H (2010): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2009/2010. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rinderreport_2010.pdf>, [16/03/2015].
- LK S-H (2011): Ergebnisse der Vollkostenauswertung der Rinderspezialberatungsringe in Schleswig-Holstein. Auswertungsjahr 2010/2011. <http://www.lksh.de/fileadmin/dokumente/Landwirtschaft/Tier/Rinder/Rinderreports/Rinderreport_2011.pdf>, [16/03/2015].
- LAUWERS, L. (2009): Justifying the incorporation of the materials balance principle into frontier-based eco-efficiency models. In: *Ecological Economics* 68 (6), 1605–1614.
- LAWSON, L.; BRUUN, J.; COELLI, T.; AGGER, J.; LUND, M. (2004a): Relationships of Efficiency to Reproductive Disorders in Danish Milk Production: A Stochastic Frontier Analysis. In: *Journal of Dairy Science* 87 (1), 212–224.
- LAWSON, L.G.; AGGER, J.F.; LUND, M.; COELLI, T. (2004b): Lameness, metabolic and digestive disorders, and technical efficiency in Danish dairy herds: a stochastic frontier production function approach. In: *Livestock Production Science* 91 (1-2), 157–172.
- LUCY, M.C.; STEVENSON, J.S.; CALL, E. (1986): Controlling First Service and Calving Interval by Prostaglandin F_{2α}, Gonadotropin-Releasing Hormone, and Timed Insemination. In: *Journal of Dairy Science* 69 (8), 2186–2194.

- MEISTERLING, K.; SAMARAS, C.; SCHWEIZER, V. (2009): Decisions to reduce greenhouse gases from agriculture and product transport: LCA case study of organic and conventional wheat. In: *Journal of Cleaner Production* 17 (2), 222–230.
- MUSGRAVE, R.A.; MUSGRAVE, P.B. (1989): *Public finance in theory and practice*. 5th ed. New York: McGraw-Hill Book Co.
- MUBHOFF, O.; HIRSCHAUER, N.; HERINK, M. (2009): Bei welchen Problemstrukturen sind Data-Envelopment-Analysen sinnvoll? Eine kritische Würdigung. In: *Agrarwirtschaft* 58 (2), 114–124.
- PAPAGEORGIU, C.; SAAM, M.; SCHULTE, P. (2013): Elasticity of Substitution between Clean and Dirty Energy Inputs – A Macroeconomic Perspective, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH (Discussion Paper No. 13-087). <<http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp13087.pdf>>, [7/10/2015].
- PITTMAN, R.W. (1983): Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs. In: *The Economic Journal* 93 (372), 883–891.
- RASMUSSEN, S. (2010): Scale efficiency in Danish agriculture: an input distance-function approach. In: *European Review of Agricultural Economics* 37 (3), 335–367.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.; THIJSEN, G. (2000): Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. In: *European Journal of Operational Research* 121 (2), 287–303.
- REINHARD, S.; LOVELL, C.A.K.; THIJSEN, G. (1999): Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1), 44–60.
- REINHARDT, G. (1993): *Energie- und CO₂-Bilanzierung nachwachsender Rohstoffe*. Braunschweig, Wiesbaden: Vieweg.
- ROSEN, M.A.; DINCER, I. (2001): Exergy as the confluence of energy, environment and sustainable development. In: *Exergy, An International Journal* 1 (1), 3–13.
- RUGGIERO, J. (2004): Data envelopment analysis with stochastic data. In: *Journal of the Operational Research Society* 55 (9), 1008–1012.
- SALHOFER, K. (2000): *Elasticities of Substitution and Factor Supply Elasticities in European Agriculture: A Review of Past Studies.*, Institut für Wirtschaft, Politik und Recht, Uni-

- versität für Bodenkultur Wien (Diskussionspapier Nr. 83-W-2000). <http://www.boku.ac.at/wpr/wpr_dp/dp-83.pdf>, [10/07/2015].
- SAUER, J. (2006): Economic Theory and Econometric Practice: Parametric Efficiency Analysis. In: *Empirical Economics* 31 (4), 1061–1087.
- SAUER, J.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2015): Investment, technical change and efficiency: empirical evidence from German dairy production. In: *European Review of Agricultural Economics* 42 (1), 151–175.
- SAUER, J.; WOSSINK, A. (2013): Marketed outputs and non-marketed ecosystem services: the evaluation of marginal costs. In: *European Review of Agricultural Economics* 40 (4), 573–603.
- SCHMID, H.; BRAUN, M.; HÜLSBERGEN, K.-J. (2012): Klimawirksamkeit und Nachhaltigkeit von bayerischen landwirtschaftlichen Betrieben. Edited by K. Wiesinger, K. Cais, Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft (LfL). Freising (Angewandte Forschung und Beratung für den ökologischen Landbau in Bayern, Tagungsband - Schriftenreihe der Bayerischen Landesanstalt für Landwirtschaft, 4/2012), 137-143.
- SIMAR, L.; WILSON, P. (2000): Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of the Art. In: *Journal of Productivity Analysis* 13 (1), 49–78.
- SIMAR, L.; WILSON, P.W. (1998): Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. In: *Management Science* 44 (1), 49–61.
- TIEDEMANN, T. (2011): Ökologischer und konventioneller Landbau im Vergleich - Produktivität, technischer Fortschritt und Risiko., Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2011): Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2), 101–118.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. (2013): Production Risk and Technical Efficiency in Organic and Conventional Agriculture - The Case of Arable Farms in Germany. In: *Journal of Agricultural Economics* 64 (1), 73–96.
- TYTECA, D. (1996): On the Measurement of the Environmental Performance of Firms— A Literature Review and a Productive Efficiency Perspective. In: *Journal of Environmental Management* 46 (3), 281–308.

VERMONT, B.; DE CARA, S. (2010): How costly is mitigation of non-CO₂ greenhouse gas emissions from agriculture? In: *Ecological Economics* 69 (7), 1373–1386.

WEBSTER, J. (1993): *Understanding the Dairy Cow*. 2nd Edition, Blackwell: Oxford, UK.

WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR AGRARPOLITIK BEIM BMEL (WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT) (2015): *Wege zu einer gesellschaftlich akzeptierten Nutztierhaltung, Gutachten*. Berlin. <http://www.bmel.de/DE/Ministerium/Organisation/Beiraete/_Texte/Agr_Veroeffentlichungen.html>, [12/07/2015].

ZHU, X.; OUDE LANSINK, A. (2010): Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden. In: *Journal of Agricultural Economics* 61 (3), 545–564.

Kapitel 7

Summary

This cumulative dissertation with four empirical contributions has the purpose of evaluating agricultural farms with respect to greenhouse gas emissions, energy consumption and animal welfare. The main focus of the first three articles (chapters 2 to 4) is to quantify potential savings in greenhouse gas emissions and energy consumption and to clarify goal congruencies/trade-offs between economically efficient production on the one hand and energy-efficient or greenhouse gas-efficient production on the other. Determinants and characteristics of energy/greenhouse gas-efficient production are investigated. Moreover, farms' productivity change is evaluated, with special regard to greenhouse gas emissions, and the main drivers of productivity change are quantified. The final contribution in chapter 5 focuses on the relationship between animal welfare and economic success. For this purpose the influence of animal welfare indicators is quantified with regard to technical efficiency.

The database for this dissertation is based on micro-level data of dairy and arable farms located in northern and western Germany. Productivity and efficiency analysis tools are used as methods to conduct the aforementioned analysis. In addition, censored regression methods are used to evaluate the relationship between technical efficiency and animal welfare indicators. In the following, the key findings of the thesis are summarized and the methods and data sets used are briefly described.

An efficiency-based concept to evaluate cost and greenhouse gas savings of dairy farms

Farms with cattle husbandry are one of the main sources of agricultural greenhouse gas emissions in Germany. Moreover, these farms are more and more faced with a trade-off between climate-friendly production on the one hand and economically successful production on the other. Against this background, chapter 2 of this thesis investigates potential savings in costs and greenhouse gas emissions at constant output for 212 dairy farms in northern Germany within the financial year 2009/10. Within the methodological framework of Data Envelopment Analysis, a bio-economic model is implemented which allows a simultaneous assessment of inputs with costs and CO₂ equivalents. Therefore, cost and greenhouse gas efficiency scores are calculated. Additionally, uncertainty in input assessment in respect of prices and CO₂ equivalents is taken into account, and thus results are in the form of ranges. Moreover, the inputs used and the characteristics of cost-efficient and greenhouse gas-efficient farms are described.

Results show that, on average, farms could reduce their costs by 37.2% – 57.4% if their goal were cost efficiency. In contrast, if farms aimed for greenhouse gas-efficient production, there would be mean potential savings of 24.9% – 41.3%. This shows that average farms are more greenhouse gas efficient than cost efficient. Nonetheless there is a wide goal congruence between cost-efficient and greenhouse gas-efficient production because, in the case of cost-efficient production, at least 87.5% of the potential savings in greenhouse gas emissions would be used. If the remaining potential savings in greenhouse gas emissions were to be used, while changing from cost-efficient to greenhouse gas-efficient production within a medium assessment, mean shadow costs of €164.97/t CO₂ equivalent would occur. Greenhouse gas-efficient farms use more diesel and less nitrogen than cost-efficient farms. Compared to the sample average, cost-efficient and greenhouse gas-efficient farms cultivate a lower share of pasture land and have a lower cow replacement rate as well as a higher average milk yield per cow. Further, greenhouse gas-efficient farms cultivate a higher share of legumes and have a lower replacement rate compared to cost efficient farms. By contrast, cost-efficient farms have a higher intensity of purchased nitrogen than either the sample average or greenhouse gas efficient farms.

Productivity change of arable farms with regard to greenhouse gas emissions

To date the literature has devoted no attention to the analysis of potential savings in greenhouse gas emissions and the costs of utilizing them as far as German agriculture is concerned.

Chapter 3 of this dissertation seeks to fill this gap. The purpose is to determine productivity change by 141 specialized arable farms with explicit consideration of greenhouse gas emissions as bad output. The analysed farms are located mainly in the federal states of Schleswig-Holstein and Mecklenburg-Western Pomerania and are observed from the financial year 2002/03 to 2009/10. As a methodological framework output-oriented and enhanced hyperbolic stochastic distance functions are used to represent short-term and medium to long-term views. Based on estimated distance functions, environmental efficiency scores and thereby potential savings in greenhouse gas emissions are quantified, shadow prices of greenhouse gas emissions are calculated and the relevance of the drivers of productivity change are determined. Moreover, factors of environmentally efficient production are investigated.

The estimates show that the farms could reduce their product-related greenhouse gas emissions on average by 11.6% or 8.6% (for the output-oriented and enhanced hyperbolic distance functions respectively). On average the farms have decreasing returns to scale. Better soils as well as a higher percentage of grain and sugar beet in the crop rotation have a positive impact on environmental efficiency. In contrast, a higher proportion of organic fertilizer in the total fertilizer amount and a higher share of outsourced services lower the environmental efficiency. Depending on the price level of the good output, shadow prices of greenhouse gas emissions are on average between €3.56 and €7.12/t CO₂ equivalent and between €1.71 and €3.41/t CO₂ equivalent respectively. In the observed period, there is a mean productivity growth of 9.0% and 4.4% respectively. The largest share of this change is contributed by technical progress, albeit at shrinking yearly rates. Changes in environmental efficiency have only a negligible influence on productivity development. Scale changes show a slightly negative impact on productivity change.

The energy efficiency of dairy farms in northern Germany

A high share of dairy farms' greenhouse gas emissions results from energy consumption. Thus it is desirable from a resource-conservation and climate-friendly point of view to use energy efficiently and to check whether other inputs can be substituted for energy. To this end, chapter 4 of this thesis analyses the energy efficiency of dairy farms. An input-oriented stochastic distance function is used to quantify potential savings in inputs and energy consumption as well as to determine factors for energy-efficient production. Moreover, elasticities of substitution among inputs and especially in regard to energy are calculated to detect possibilities of substitution. The data set contains 202 specialized dairy farms located in the

federal states of Schleswig-Holstein, Hamburg and Mecklenburg-Western Pomerania which are observed between the 2008/09 and 2010/11 financial years.

The empirical results show that, with a mean energy efficiency of 63.9%, there are huge potential savings in inputs and energy consumption. In the literature, full cost calculations of similar farms show savings in resources of a comparable size and explain the low energy efficiency score in the farms analysed. Further, the analysed sample is quite heterogeneous and is discriminated by the additional dimension of energy consumption. On average the farms have a scale elasticity of 1.3 and show increasing returns to scale. A superior farming location, the location of agricultural area mainly in less-favoured areas, a low percentage of outsourced services, and a higher in-milk performance and lower replacement rate for cows support more energy-efficient production. Moreover, higher shares of family labour and own capital have a positive influence on energy efficiency. Studies with the focus on technically efficient production demonstrate a similar influence on technical efficiency by, for example, the in-milk performance and replacement rate. For these determinants, the influence on efficiency shows a goal congruence between energy-efficient and technically efficient production. For the observed time period there is technical progress but at relatively strongly diminishing yearly rates. The elasticities of substitutions between inputs and energy show relative high substitution elasticity between energy and the inputs of energy-extensive intermediates and labour. In contrast, energy and the agricultural area and capital assets inputs are complementary. Further there is a complementary relationship between agricultural area and the labour and capital assets inputs. The labour, capital assets and agricultural area inputs can be substituted for intermediates. Labour and capital assets can also be substituted for each other.

Does animal welfare influence dairy farm efficiency? A two-stage approach

So far analyses of agricultural farms disregard the relationship between economically successful production and animal welfare. In chapter 5, this paper sets out to determine the relationship between technical efficiency and animal welfare using process-based indicators of animal welfare. For this goal, a two-step approach is adopted. In a first step, bootstrap-corrected technical efficiency scores are estimated with the Data Envelopment Analysis method. As a second step, process-based animal welfare indicators are regressed on the technical efficiency scores within a censored regression, whereby the process-based animal welfare indicators are modelled as a second degree polynomial. The dataset used contains 115 dairy farms from North Rhine-Westphalia. The respective mean of each farm in the observation period between the 2007/08 and 2011/12 financial years is used for the analysis.

The results show that analysed farms have an average efficiency score of 81.6% (assuming constant returns to scale) and 85.3% (assuming variable returns to scale) respectively. The influence of process-based animal welfare indicators on their respective mean indicate that a higher percentage of cow losses, a higher replacement rate as well as a longer calving interval have a negative marginal effect on technical efficiency. In contrast, a lower first calving age, a higher in-milk performance and a higher somatic cell count correlate positively with technical efficiency. Because some process-based animal welfare indicators are also significant in their quadratic term, a generalization of these results is inappropriate. The technical efficiency at constant returns to scale is minimal at cow losses of 0.4%, maximal at a milk yield of 9796kg per cow per year, minimal at a calving interval of 430 days and minimal at a cell count of 146 000 per millilitre (*ceteris paribus* respectively). The corresponding amounts for technical efficiency assuming variable returns to scale are at a similar level, with the exception of milk yield which shows a linear influence only. Moreover, technical efficiency assuming variable returns to scale correlates positively with the fat content of milk at mean. At a fat content of 4.1%, technical efficiency assuming variable returns to scale is, *ceteris paribus*, at the lowest level.

Kapitel 8

Methodischer Anhang

8.1 Theorie der Effizienzmessung

Methodische Basis für die vorliegende Dissertation ist die Effizienzanalyse. Um die Effizienzanalyse grundlegend zu erläutern, werden nachfolgend die theoretischen Konzepte der Effizienzmessung sowie die dabei angewendeten Methoden vorgestellt und erklärt. Da dieses Kapitel eine generelle Erläuterung ist, finden sich alle detaillierteren Darstellungen der eingesetzten Methoden mit den entsprechenden Adjustierungen in den vorausgegangenen Beiträgen in den Kapiteln 2 bis 5.

Zunächst werden in diesem Kapitel die Begriffe der Produktivität und Effizienz beschrieben. Darauf aufbauend werden die für die Arbeit relevanten theoretischen Konzepte der Effizienzmessung erläutert. Nach den Ausführungen zur Bestimmung der Produktivitätsentwicklung erfolgt die Erläuterung der Methoden der Effizienzanalyse.

Zur Ermittlung der Effizienz ist in der Regel explizit oder implizit die Bestimmung der Produktivität notwendig. Zur Bestimmung der Produktivität und Effizienz von Betrieben sei ein Produktionsprozess betrachtet, in dem ein Betrieb Inputs wie beispielsweise Arbeit, Boden oder Saatgut innerhalb eines Produktionsprozesses in Outputs wie z.B. Getreide und Milch transformiert. Hierbei wird zwischen der partiellen Faktorproduktivität und der totalen Faktorproduktivität (TFP) unterschieden. Erstere Kennzahl ermittelt sich aus dem Verhältnis eines einzelnen Outputs und eines einzelnen Inputs. Zur Ermittlung der TFP werden sämtliche

Inputs und Outputs gewichtet, sodass zur Ermittlung der TFP folgende Relation zwischen gewichteten Outputs und gewichteten Inputs gilt (vgl. COELLI et al. 2005):

$$P_j = \frac{\sum_{m=1}^M s_m y_{mj}}{\sum_{i=1}^I u_i x_{ij}}. \quad (8.1)$$

Wobei P_j die TFP des Betriebes $j = 1, \dots, J$ ist und $y_m \in R_+^M$ für die $m = 1, \dots, M$ Outputs sowie $x_i \in R_+^I$ für die $i = 1, \dots, I$ Inputs steht und s_m und u_i die entsprechenden Gewichtungsfaktoren der Outputs und Inputs sind.

Der Begriff der Effizienz geht auf die grundlegenden Arbeiten von KOOPMANS (1951) und DEBREU (1951) zurück. Nach KOOPMANS (1951) ist ein Betrieb dann effizient, wenn es innerhalb einer Technologiemenge⁴⁰ nicht möglich ist, sich bei einem Kriterium zu verbessern, ohne sich in einem anderen Kriterium zu verschlechtern. Als Beispiel wäre ein Betrieb nur dann effizient, wenn eine Steigerung eines Outputs nur durch eine Verringerung eines anderen Outputs möglich ist. FARRELL (1957) konkretisiert diese Ansätze von KOOPMANS (1951) und DEBREU (1951) und wendet sie für mehrere Inputs und einen Output empirisch an. Erstmals differenziert FARRELL (1957) zwischen technischer Effizienz, Preiseffizienz sowie Gesamteffizienz. Technische Effizienz bezieht sich auf den Einsatz von Inputs und Outputs ohne explizite Berücksichtigung von Preisinformationen. Nach FARRELL (1957) sind Betriebe, die einen gegebenen Output mit minimalem Einsatz an Inputs produzieren und folglich die höchste Produktivität aufweisen, technisch effizient und der Maßstab für technisch ineffiziente Betriebe. Die Preiseffizienz, nachfolgend als alloкатive Effizienz bezeichnet, bewertet die von einem Betrieb gewählte Kombination von Inputs unter Berücksichtigung von Preisinformationen. Die alloкатive Effizienz bezeichnet eine Inputkombination dann als optimal bzw. effizient, wenn die gewählte Kombination unter den möglichen, technisch gleich (in-)effizienten Kombinationen die geringsten Kosten verursacht. Die alloкатive Effizienz ist hierbei unabhängig von der technischen Effizienz, da auch technisch ineffiziente Betriebe bei gleich bleibender technischer Ineffizienz den (erhöhten) Verbrauch an Inputs in Bezug auf die Kosten optimal oder suboptimal kombinieren können. Die Gesamteffizienz, nachfolgend als ökonomische Effizienz benannt, vereint die technische und die alloкатive Effizienz (COELLI et al. 2005). Die von FARRELL (1957) gewählte Orientierung zur Ermittlung der Effizienzen ist input-orientiert, da der Output konstant gehalten wird und lediglich der Einsatz und die Kombination von Inputs beurteilt wird. Weitere Orientierungen zur Bestimmung der Effizienz wer-

⁴⁰ vgl. Kapitel 8.2.1.

den in folgenden Kapiteln diskutiert. Anzumerken ist, dass sämtliche Effizienzmaße Relativmaße sind, da diese in Relation zur Technologiemenge ermittelt werden.

8.2 Konzepte der Effizienzmessung

8.2.1 Definition der Technologie und effizienter Einheiten

Bevor die für die Arbeit relevanten Konzepte zur Effizienzmessung vorgestellt werden, wird die der Effizienzmessung zu Grunde liegende Technologie beschrieben. Die hierfür getroffenen Annahmen und Struktureigenschaften werden generell erläutert, jedoch mit dem Hinweis, dass je nach Anwendungsfall der Effizienzmessung die Annahmen gekürzt, erweitert oder geändert werden können. Falls dies in vorliegendem Kapitel von Relevanz ist, wird darauf hingewiesen. Soweit nachfolgend keine explizite Unterscheidung zwischen technischer, allokativer und ökonomischer Effizienz getroffen wird, bezieht sich der Begriff Effizienz immer auf die technische Effizienz.

Die der Effizienzmessung zu Grunde liegende Technologie wird mittels eines beobachteten Technologiesets definiert. Für einen Multi-Input- und Multi-Output-Falles steht der Vektor $x \in R_+^I$ für die $1 \times I$ Inputs und der Vektor $y \in R_+^M$ für die $1 \times M$ Outputs. Demnach gestaltet sich das Technologieset T wie folgt (COELLI et al. 2005):

$$T = \{(x, y): x \text{ kann } y \text{ produzieren}\}. \quad (8.2)$$

Folglich beinhaltet T alle Inputvektoren x die Outputvektoren y produzieren können. Als Äquivalent kann die Technologiemenge auch als Inputset $L(y)$ definiert werden, sodass gilt:

$$L(y) = \{x: x \text{ kann } y \text{ produzieren}\} = \{x: (x, y) \in T\}. \quad (8.3)$$

Entsprechend kann das Technologieset T auch als Outputset $P(x)$ festgelegt werden, sodass gilt:

$$P(x) = \{y: (x, y) \in T\}. \quad (8.4)$$

Das so charakterisierte Technologieset unterliegt folgenden Annahmen (FÄRE et al. 1985, FÄRE und PRIMOT 1995, COELLI et al. 2005):

- A.1 Möglichkeit der Inaktivität: Es gilt $0_M \in P(x)$, d.h. ein Inputvektor kann zur Produktion von Nichts verwendet werden.

- A.2 Knappheit: Eine unbegrenzte Produktion von Outputs mit einem gegebenen Inputvektor ist nicht möglich, d.h. $P(x)$ ist begrenzt.
- A.3 Geschlossenheit: Für alle x ist $P(x)$ geschlossen. Ferner ist $L(y)$ geschlossen für alle y . Diese Annahme hat keine direkte ökonomische Interpretation, sondern ist vielmehr eine Anforderung aus mathematischer Sicht und erlaubt die Definition von Isoquanten für $L(y)$ bzw. Transformationskurven für $P(x)$.
- A.4 „No free lunch“: Ein positiver Outputvektor kann nicht mittels eines Inputvektors in Höhe von Null produziert werden, d.h. $y \notin P(0_I)$ wenn $y \geq 0_M$.
- A.5 Konvexität in Inputs: $L(y)$ ist konvex für alle $y \in R_+^M$. Produzieren zwei Inputvektoren x und x^* je einen Outputvektor y , so kann eine gewichtete Kombination (Konvexkombination) dieser Inputvektoren ebenfalls y produzieren, d.h. wenn $x, x^* \in L(y)$, dann $(\lambda x + (1 - \lambda)x^*) \in L(y)$ für $\lambda \in [0; 1]$.
- A.6 Konvexität in Outputs: $P(x)$ ist konvex für alle $x \in R_+^N$. Können mit einem gegebenen Inputvektor x zwei Outputvektoren y und y^* produziert werden, so kann auch mit x eine gewichtete Kombination (Konvexkombination) der Outputvektoren produziert werden, d.h. wenn $y, y^* \in P(x)$, dann $(\lambda y + (1 - \lambda)y^*) \in P(x)$ für $\lambda \in [0; 1]$.
- A.7 Freie Verschwendbarkeit der Inputs: Wenn ein Inputvektor x in der Lage ist, y zu produzieren, so kann y von jedem Inputvektor $x^* \geq x$ produziert werden, d.h. wenn $y \in P(x)$ und $x^* \geq x$, dann $y \in P(x^*)$.
- A.8 Freie Verschwendbarkeit der Outputs: Wenn ein Outputvektor y durch den Inputvektor x produziert werden kann, kann der Outputvektor $y^* \leq y$ ebenfalls von x produziert werden, d.h. wenn $y \in P(x)$ und $y^* \leq y$, dann $y^* \in P(x)$.
- A.9 Skalenerträge: Das Technologieset T weist konstante Skalenerträge auf. So führt eine proportionale Steigerung an Inputs zu einer proportionalen Steigerung an Outputs, sodass gilt $T = \lambda T$ für alle $\lambda \geq 0$.

Nachdem die Annahmen und die Struktureigenschaften der Technologiesmenge T dargelegt sind, wird der effiziente Rand der Technik abgegrenzt. Dieser beinhaltet effiziente Einheiten vom Technologieset T und dient auch als Frontier Maßstab zur Ermittlung der Effizienz ineffizienter Betriebe. So gilt (FÄRE et al. 1985, FÄRE und PRIMOT 1995):

$$\text{Isoq } L(y) = \{x: x \in L(y), \lambda x \notin L(y), \lambda \in [0; 1)\}, y \geq 0_M. \quad (8.5)$$

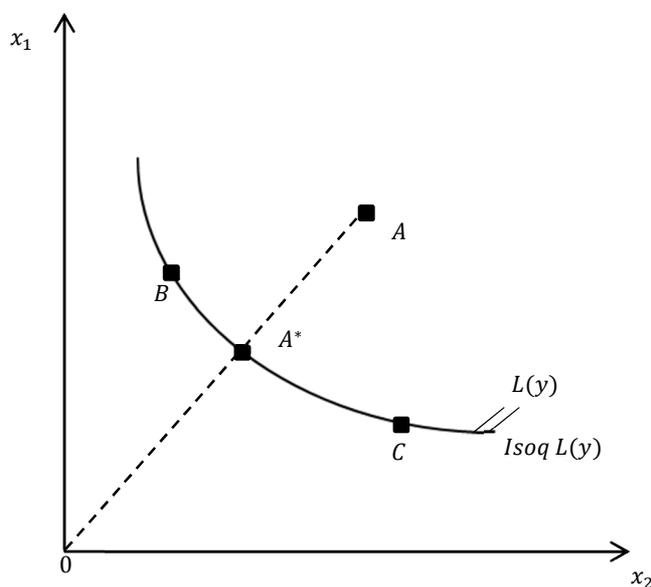
$$\text{PPC } P(x) = \{y: y \in P(x), \lambda y \notin P(x), \lambda > 1\}, x \geq 0_N. \quad (8.6)$$

Folglich ist ein Betrieb des Inputsets $L(y)$ effizient, wenn eine proportionale Reduktion aller Inputs (bei konstanten Outputs) nicht möglich ist, d.h. außerhalb des Inputsets $L(y)$ liegt. Dieser effiziente Rand des Inputsets wird durch die Isoquante $Isoq L(y)$ repräsentiert. Entsprechend wird der effiziente Rand eines Outputsets über die Produktionsmöglichkeitenkurve $PPC P(x)$ dargestellt. In diesem Fall sind Betriebe effizient, welche (bei konstanten Inputs) die Outputs y nicht weiter proportional erhöhen können bzw. die eine proportionale Steigerung des Outputvektors außerhalb des beobachteten Outputsets $P(x)$ liegen würde (FÄRE und PRIMOT 1995).

8.2.2 Ansätze zur Messung der technischen Effizienz

Die Messung der technischen Effizienz wird an einem Beispiel in Abbildung 8.1 dargestellt, in dem Betriebe mit zwei Inputs (x_1 und x_2) einen Output (y_1) produzieren. Die Effizienzmessung erfolgt hierbei input-orientiert. Für eine bessere Übersichtlichkeit sind lediglich drei Betriebe (A, B, C) des Technologiesets abgebildet.

Abbildung 8.1: Input-orientierte Effizienzmessung



Quelle: eigene Abbildung nach COELLI et al. (2005)

In Abbildung 8.1 ist zu sehen, dass Betrieb B und C auf der Isoquante liegen und effizient sind. Anhand der Isoquante wird die Ineffizienz des Betriebes A folgendermaßen quantifiziert (vgl. COELLI et al. 2005):

$$TE_I = \overline{OA^*} / \overline{OA}. \quad (8.7)$$

Alternativ kann die Effizienz von Betrieb A über eine Input-Distanzfunktion, welche äquivalent zur input-orientierten Effizienzmessung ist, ermittelt werden (COELLI et al. 2005, FÄRE und PRIMOT 1995, SHEPARD 1970). Unter der Annahme linearer Homogenität der Inputs x wird die Effizienz mittels Input-Distanzfunktion wie folgt ermittelt⁴¹:

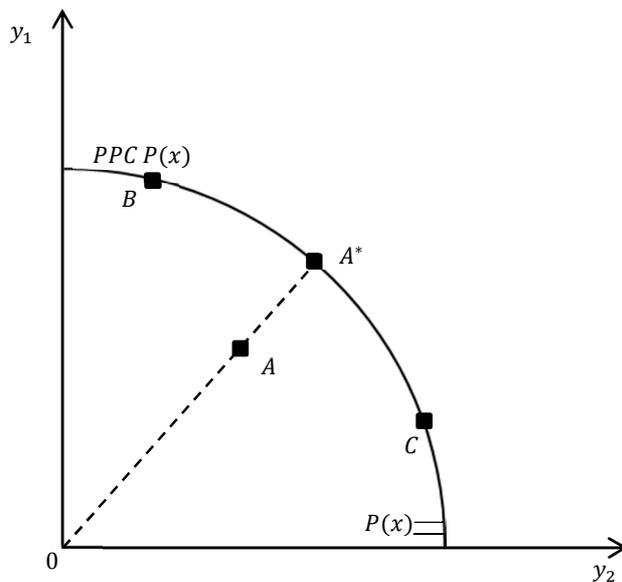
$$TE_I = D_I(y, x) = \inf_{\theta} \{ \theta : \theta x \in L(y) \}. \quad (8.8)$$

Der Effizienzwert TE_I^A ist für alle ineffizienten Betriebe kleiner Eins bzw. kleiner 100%. Effiziente Betriebe haben einen Effizienzwert von Eins bzw. 100%. Die Differenz $1 - TE_I$ gibt das Einsparpotential an Inputs wider, die Betrieb A im Vergleich zu effizienten Betrieben einsparen muss, um effizient zu wirtschaften. Die hier beschriebene radiale Effizienzmessung belässt die relativen Anteile der Inputs sowohl für Punkt A als auch für A^* gleich (DEBREAU 1951). Ineffiziente Betriebe können bei einer radialen Effizienzmessung alle Inputs um denselben Anteil reduzieren. Vorteil radialer Effizienzmessungen ist, dass diese unabhängig von der Maßeinheit der Inputs denselben Effizienzwert ermitteln (COELLI et al. 2005).

Neben einer input-orientierten Effizienzmessung ist auch eine output-orientierte Ermittlung der Effizienz möglich. Entsprechend sind hierbei die Betriebe effizient, die mit gegebenen Inputs einen maximalen Output produzieren. Ähnlich wie in Abbildung 8.1 stellt Abbildung 8.2 eine Situation der output-orientierten Effizienzmessung dar, die die Betriebe A , B und C berücksichtigt. Die Verwendung eines Inputs x_1 zur Produktion zweier Outputs y_1 und y_2 charakterisiert die Produktion.

⁴¹ Weitere Eigenschaften der nachfolgenden Distanzfunktionen sind aus Kapitel 8.2.1 redundant und werden nicht separat erläutert. Eine ausführliche Beschreibung der Eigenschaften von Distanzfunktionen findet sich in FÄRE und PRIMOT (1995) bzw. in Beiträgen vorliegender Arbeit, in denen Distanzfunktionen angewendet werden.

Abbildung 8.2: Output-orientierte Effizienzmessung



Quelle: eigene Darstellung nach COELLI et al. (2005)

Die Betriebe B und C liegen auf der Produktionsmöglichkeitenkurve und sind effizient. Es gilt für die output-orientierte Effizienz des Betriebes A :

$$TE_O = \overline{OA} / \overline{OA^*}. \quad (8.9)$$

Entsprechend ermittelt sich der Effizienzwert TE_O mittels einer Output-Distanzfunktion unter Annahme linearer Homogenität in den Outputs y wie folgt (COELLI et al. 2005)⁴²:

$$TE_O = D_O(x, y) = \inf_{\theta} \{ \theta : y/\theta \in P(x) \}. \quad (8.10)$$

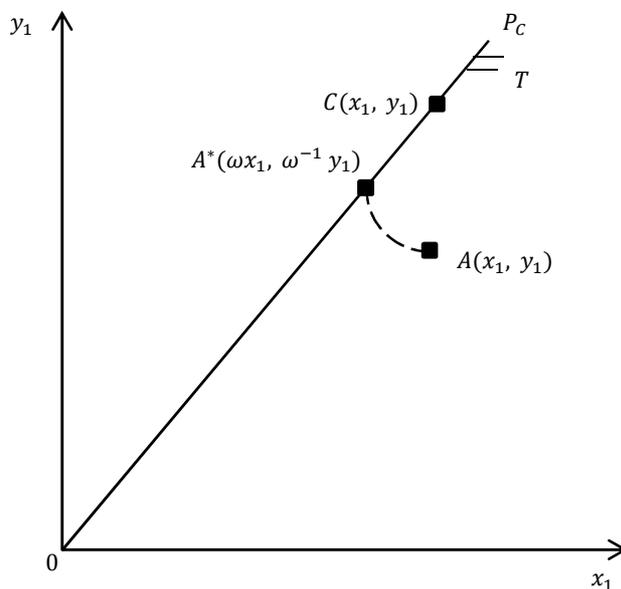
Wie bei einer input-orientierten Effizienzmessung weisen bei einer output-orientierten Betrachtungsweise effiziente Betriebe einen Wert von Eins und ineffiziente Betriebe einen Wert kleiner Eins auf. Auch die output-orientierten Effizienzwerte sind radial. Die Differenz $1/TE_O - 1$ quantifiziert, in wie weit Betrieb A den Output zusätzlich steigern müsste, um als effizient zu gelten. Unter Annahme konstanter Skalenerträge stimmen die Effizienzwerte TE_I und TE_O überein (COELLI et al. 2005, COOPER et al. 2006).

Neben der in der Literatur weit verbreiteten input- und output-orientierten Effizienzmessung existieren auch andere Messrichtungen zur Effizienzbestimmung. Ausgehend von den von

⁴² Häufig ist der Output-Orientierte Effizienzwert reziprok zu (8.10) definiert (FÄRE et al. 1994, FÄRE und PRIMOT 1995). Im Hinblick der Erläuterung weiterer Konzepte der Effizienzmessung ist die hier gewählte Definition des output-orientierten Effizienzwertes vorzuziehen und bewusst gewählt (vgl. Kapitel 8.3).

Shepard (1970) eingeführten Input- und Output-Distanzfunktionen finden sich Orientierungen, die eine Reduzierung von Inputs und eine Expansion von Outputs gleichzeitig berücksichtigen. FÄRE et al. (1985) lockern die Annahme, dass entweder nur die Inputs oder nur die Outputs adjustiert werden können, und entwickeln ein hyperbolisches Effizienzmaß, welches die Anpassung von In- und Outputs gleichzeitig ermöglicht. Zur Veranschaulichung des hyperbolischen Effizienzmaßes ist in Abbildung 8.3 ein Prozess dargestellt, in dem ein Input x_1 zur Produktion eines Outputs y_1 eingesetzt wird. Betrieb C weist die höchste Produktivität auf und definiert den effizienten Rand der Technik bzw. die Frontier P_C .

Abbildung 8.3: Hyperbolische Effizienzmessung



Quelle: eigene Abbildung nach FÄRE et al. (1985)

Wie Abbildung 8.3 zeigt, gibt das hyperbolische Effizienzmaß mit dem Skalar ω die maximale äquiproportionale Reduktion des Inputs und Expansion des Outputs für Betrieb A an. Die hyperbolische Distanzfunktion unterliegt der Annahme, dass die Inputs nahezu homogen vom Grade minus Eins und Outputs nahezu homogen vom Grade plus Eins sind. Somit gilt für die hyperbolische Effizienz von Betrieb A (vgl. FÄRE et al. 1985):

$$TE_H = D_H(x, y) = \inf_{\omega} \{ \omega : (\omega x, \omega^{-1} y) \in T \}. \quad (8.11)$$

Der hyperbolische Effizienzwert beträgt für effiziente Betriebe den Wert Eins und für ineffiziente Betriebe einen Wert von kleiner Eins. Das Einsparpotential an Inputs beträgt für Betrieb A $1 - TE_H$, wobei das Outputsteigerungspotential $y/TE_H - 1$ beträgt.

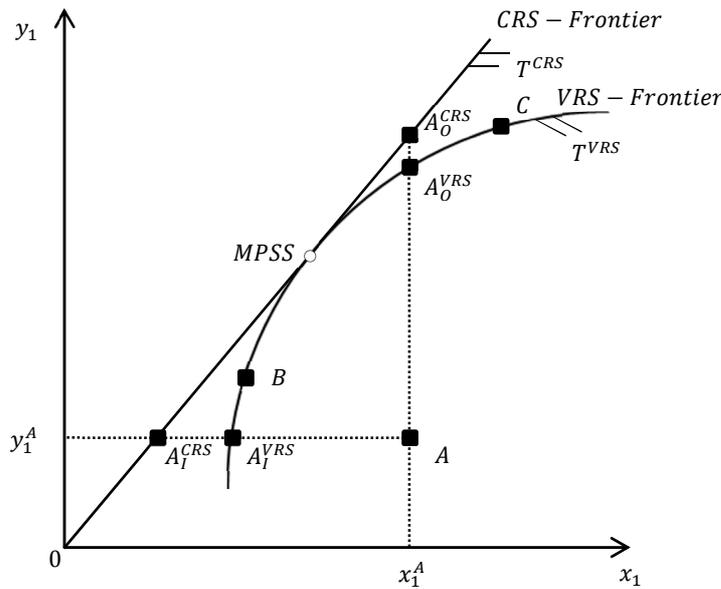
Eine weitere Orientierungen der Effizienzmessung basiert auf gerichteten Distanzfunktionen (*Directional Distance Functions*) und ermöglichen eine simultane Berücksichtigung der In- und Outputdimension (z.B. CHAMBERS et al. 1996, 1998). Ferner existieren additive Effizienzmaße wie z.B. das *Range Adjusted Measure of Inefficiency* und das *Measure of Inefficiency Proportions*, welche in COOPER et al. (1999) vorgestellt sind, sowie das nicht-orientierte Russell-Maß, basierend auf der Arbeit von FÄRE und LOVELL (1978). Im Gegensatz zu radialen Effizienzmaßen weisen additive Effizienzmaße für jede Input- und Outputdimension ein separates Einsparpotential aus, welches jedoch nicht zwingend die gleiche Höhe an Einsparpotential für alle Inputs bzw. Outputs besitzt.

8.2.3 Skaleneffizienz

Bislang unterliegt das Technologieset T der Strukturannahme konstanter Skalenerträge (*constant returns to scale*, CRS), d.h. eine proportionale Steigerung der Inputs führt zu einer proportionalen Steigerung der Outputs. Landwirtschaftliche Prozesse unterliegen jedoch nur selten der Strukturannahme CRS. Als Beispiel dient die Düngung von Weizen als Output mit Stickstoff als Input. Ist auf einem nicht gedüngten Feld bei einer proportionalen Steigerung des Stickstoffeinsatzes mit einem überproportionalen Ertragszuwachs zu rechnen, so verringert sich das Grenzprodukt des Stickstoffeinsatzes mit zunehmendem Stickstoffeinsatz. Ab einer bestimmten Intensität des Stickstoffeinsatzes lässt sich mit einer proportionalen Steigerung des Stickstoffeinsatzes nur noch eine proportionale Erhöhung des Weizenertrages erzielen. Schließlich führt eine noch weitere proportionale Erhöhung des Stickstoffeinsatzes zu einer lediglich unterproportionalen Erhöhung des Ertrags an Weizen⁴³. Entsprechend der überproportionalen, proportionalen und unterproportionalen Steigerung des Outputs durch eine proportionale Steigerung des Inputs können sich Betriebe im Bereich zunehmender, konstanter und abnehmender Skalenerträge befinden. Um diese verschiedenen Skalenerträge zu berücksichtigen, wird die Strukturannahme variabler Skalenerträge (*variable returns to scale*, VRS) für das Technologieset T getroffen.

⁴³ Eine Stickstoffintensität, die ein negatives Grenzprodukt aufweist, ist auf Grund der Annahme der freien Verschwendbarkeit der Inputs nicht Teil der Frontier und somit ineffizient.

Abbildung 8.4: Konstante und variable Skalenerträge sowie Skaleneffizienz



Quelle: eigene Darstellung nach COELLI et al. (2005)

Abbildung 8.4 veranschaulicht einen Produktionsprozess mit einem Input x_1 und einem Output y_1 . Durch die VRS-Annahme wird das Technologieset enger umhüllt als unter der CRS-Annahme. Die Betriebe B und C liegen auf der VRS-Frontier und sind demnach effizient. Entsprechend gilt für die input-orientierte Effizienz des ineffizienten Betriebes A (FÄRE et al. 1994a, COELLI et al. 2005):

$$TE_{I-VRS} = \overline{y_1^A A_1^{VRS}} / \overline{y_1^A A}. \text{ bzw.} \quad (8.12)$$

$$TE_{I-VRS} = D_{I-VRS}(y, x | VRS) = \inf_{\theta_{VRS}} \{ \theta_{VRS} : \theta_{VRS} x \in L(y | VRS) \}. \quad (8.13)$$

Der Effizienzwert TE_{I-VRS} ist auch hier als kleiner gleich Eins definiert, d.h. effiziente Betriebe weisen einen Wert von Eins auf, ineffiziente Betriebe einen Wert von kleiner Eins.

Bei Betrachtung von Abbildung 8.4 fällt auf, dass die Punkte B und C (sowie A_1^{VRS} und A_0^{VRS}) gewiss auf der VRS-Frontier liegen und somit effizient sind, allerdings unterschiedliche Produktivitätsniveaus (y_1/x_1) aufweisen. Grund hierfür ist deren unterschiedliche Skalengröße, d.h. das unterschiedliche Niveau des Inputeinsatzes⁴⁴. So könnte Betrieb B , der sich im Bereich zunehmender Skalenerträge befindet, durch eine Steigerung der Skalengröße die Pro-

⁴⁴ Wie COELLI et al. (2005) betonen, wird im Falle mehrerer In- und Outputs die Annahme einer gleich bleibenden Input- bzw. Outputrelation getroffen, d.h. die Relationen der Inputs bzw. Outputs zueinander bleiben gleich.

duktivität zusätzlich steigern. Entsprechend könnte Betrieb C , der sich im Bereich abnehmender Skalenerträge befindet, eine Produktivitätssteigerung durch eine Verringerung der Skalengröße erzielen. Die Skaleneffizienz beurteilt in wie weit die Skalengröße der Betriebe optimal ist, d.h. ob noch Steigerungspotentiale der Produktivität durch eine Änderung der Skalengröße bestehen. Die optimale Skalengröße liegt am Punkt der höchsten Produktivität (*most productive scale size*, MPSS). Die input-orientierte Skaleneffizienz SE_I des Betriebes A ermittelt sich wie folgt (COELLI et al. 2005)⁴⁵:

$$SE_I = \frac{\overline{y_1^A A_I^{CRS}} / \overline{y_1^A A}}{\overline{y_1^A A_I^{VRS}} / \overline{y_1^A A}} = \overline{y_1^A A_I^{CRS}} / \overline{y_1^A A_I^{VRS}}. \text{ bzw.} \quad (8.14)$$

$$SE_I = SE_I(y, x) = \frac{D_{I-CRS}(y, x | CRS)}{D_{I-VRS}(y, x | VRS)} = \frac{TE_{I-CRS}}{TE_{I-VRS}}. \quad (8.15)$$

Dabei ist die Skaleneffizienz SE_I für skaleneffiziente Betriebe Eins und für skaleneffiziente Betriebe kleiner Eins. Abbildung 8.4 und Gleichung (8.15) zeigen, dass die Effizienz unter CRS die Effizienz unter VRS und die Skaleneffizienz beinhaltet, sodass gilt:

$$TE_{I-CRS} = TE_{I-VRS} * SE_I. \quad (8.16)$$

Dem folgend sind Betriebe, die unter CRS effizient sind, zwangsläufig auch unter VRS effizient und skaleneffizient. Wie in Abbildung 8.4 für Betrieb A zu sehen ist, ist die Höhe der Effizienz unter VRS und der Skaleneffizienz abhängig von der Wahl der Orientierung der Effizienzmessung. Folglich sind für Betrieb A der Effizienzwert unter VRS und der Skaleneffizienzwert bei einer output-orientierten Effizienzmessung nicht identisch mit den Werten, die bei einer input-orientierten Effizienzmessung ermittelt werden. Die output-orientierte Ermittlung der Effizienzwerte unter VRS und des Skaleneffizienzwertes erfolgt analog zu den Gleichungen (8.12) bis (8.15) und wird nicht separat erläutert.

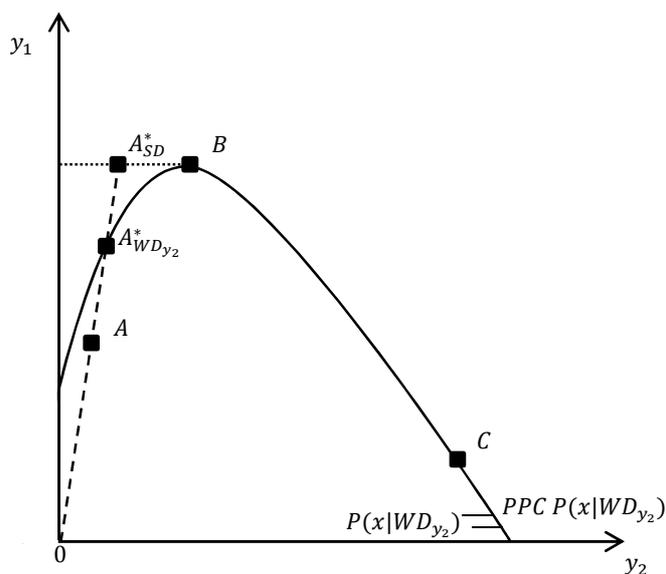
8.2.4 Schwache Verschwendbarkeit

Die Annahme der freien Verschwendbarkeit der Outputs in Kapitel 8.2.1 kann durch die Annahme schwacher Verschwendbarkeit (*weak disposability*, WD) der Outputs ersetzt werden. Diese Annahme der Technologie wird u.a. zur Berücksichtigung unerwünschter Outputs getroffen (z.B. FÄRE et al. 1989) und in hiesigem Zusammenhang zur Messung der Umwelteffi-

⁴⁵ Für eine eindeutige Kennzeichnung der Distanzfunktionen und Effizienzwerte unter CRS erfolgt im Gegensatz zu den Gleichungen (8.8) und (8.10) eine explizite Notation der Strukturannahme bezüglich der Skalenerträge.

zienz⁴⁶ verwendet. Existieren unerwünschte Outputs, z.B. Schwefeldioxidemissionen bei Elektrizitätskraftwerken (CUESTA et al. 2009), dient die Annahme der schwachen Verschwendbarkeit der Modellierung einer kostenverursachenden Reduktion des unerwünschten Outputs. Die dabei entstehenden Kosten beziehen sich auf eine notwendige Reduktion der erwünschten Outputs im Falle einer Reduktion des unerwünschten Outputs. Unter Annahme freier Verschwendbarkeit (*strong disposability*, SD) in den Outputs wäre die Reduktion unerwünschter Outputs kostenlos, d.h. ohne eine Reduktion unerwünschter Outputs möglich. Anhand von Abbildung 8.5 soll die Annahme der schwachen Verschwendbarkeit eines Outputs illustriert werden. Diese zeigt die Produktion zweier Outputs (y_1 und y_2) durch einen Input (x_1), wobei der Output y_2 schwacher Verschwendbarkeit unterliegt.

Abbildung 8.5: Schwache Verschwendbarkeit eines Outputs



Quelle: eigene Darstellung nach FÄRE et al. (1994a)

Die durchgezogene Linie in Abbildung 8.5 stellt den effizienten Rand der Technik unter Annahme schwacher Verschwendbarkeit des Outputs y_2 dar. Ausgehend von Punkt B erfordert eine Verringerung des Outputs y_2 eine Reduktion des Outputs y_1 . Zur Demonstration des Unterschieds zwischen schwacher und freier Verschwendbarkeit wird auch die Annahme der freien Verschwendbarkeit von Output y_2 in Abbildung 8.5 gezeigt. Die gepunktete Linie von Punkt B zur Ordinate des Diagramms und die durchgezogene Linie von Punkt B über C bis

⁴⁶ Der Begriff Umwelteffizienz ist nicht eindeutig definiert, sodass die hier beschriebene Messung nur eine Möglichkeit unter mehreren ist (für einen Überblick siehe z.B. van MEENSEL et al. 2010)

zur Abszisse stellen hierfür den effizienten Rand der Technik unter der Annahme der freien Verschwendbarkeit des Outputs y_2 dar. Ausgehend von Punkt B ist im Falle einer freien Verschwendbarkeit von y_2 eine kostenlose Reduktion dieses Outputs möglich (FÄRE et al. 1994a). Für die Effizienz des Betriebes A in Abbildung 8.5 gilt unter Annahme schwacher Verschwendbarkeit im Output y_2 :

$$TE_O^{WDy_2} = \overline{OA} / \overline{OA_{WDy_2}^*}. \quad (8.17)$$

Entsprechend ist der Effizienzwert unter Annahme schwacher Verschwendbarkeit in y_2 für Betrieb A höher, d.h. Betrieb A ist effizienter, als unter Annahme freier Verschwendbarkeit in y_2 . Allgemein stellt sich die Annahme schwacher Verschwendbarkeit in allen Outputs wie folgt dar (FÄRE und PRIMOT 1995):

A.10 Für alle (x, y) in R_+^{1+N} , wenn $y \in P(x)$ und $0 < \mu \leq 1$, dann $\mu y \in P(x)$.

Somit gilt, dass wenn der Inputvektor x den Outputvektor y herstellen kann, der Inputvektor x jegliche proportionale Reduktion des Outputvektors y produzieren kann (FÄRE und PRIMOT 1995). Der Vergleich zu Annahme A.8 in Kapitel 8.2.1 zeigt, dass schwache Verschwendbarkeit nur eine *proportionale* Reduktion des Outputvektors (d.h. *aller* Outputs) einschließt und die Annahme freier Verschwendbarkeit die Reduktion *einzelner* oder *aller* Outputs umfasst. Für die Effizienz unter schwacher Verschwendbarkeit der Outputs gilt (vgl. FÄRE et al. 1994a):

$$TE_O^{WD} = D_O^{WD}(x, y|WD) = \inf_{\theta_{WD}} \{ \theta_{WD} : y / \theta_{WD} \in P(x|WD) \}. \quad (8.18)$$

Dabei nimmt der Effizienzwert TE_O^{WD} einen Wert kleiner gleich Eins an. FÄRE et al. (1989) zeigen, wie explizit für einzelne Outputs die Annahme schwacher Verschwendbarkeit erfolgt, während für andere Outputs die Annahme der freien Verschwendbarkeit bestehen bleibt. Hierzu wird die Aufteilung des Outputvektors y in die Subvektoren $y = (g, b)$ getroffen, wobei g für frei und b für schwach verschwendbare Outputs steht. So gilt für die Outputvektoren (FÄRE et al. 1989):

A.11 Für alle $(x, (g, b))$ in R_+^{1+N} , wenn $(g, b) \in P(x)$ und $0 < \mu \leq 1$, dann $(g, \mu b) \in P(x)$.

A.12 Wenn $(g, b) \in P(x)$ und $g^* \leq g$, dann $(g^*, b) \in P(x)$.

Eine output-orientierte Effizienzmessung mittels Distanzfunktionen unter Berücksichtigung von frei und schwach verschwendbaren Outputs gestaltet sich nach Gleichung (8.18). Da in

der empirischen Anwendung häufig schwach verschwendbare Outputs unerwünscht sind und diese explizit reduziert werden sollen, wird ein hyperbolisches Effizienzmaß definiert, welches simultan Steigerungspotentiale der erwünschten und Reduzierungspotentiale der unerwünschten Outputs berücksichtigt (FÄRE et al. 1989):

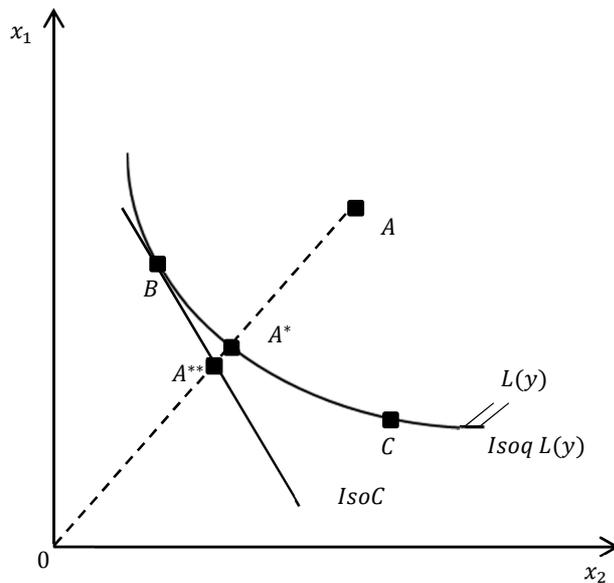
$$TE_H^{WD^b} = D_H^{WD^b}(x, g, b|WD^b) = \inf_{\omega_{WD^b}} \{ \omega_{WD^b} : (g/\omega_{WD^b}, \omega_{WD^b}^{-1}b) \in P(x|WD^b) \}. \quad (8.19)$$

Wobei prinzipiell auch eine Erweiterung von Gleichung (8.19) zur Berücksichtigung von Inputeinsparpotentialen wie in Gleichung (8.11) möglich ist (vgl. CUESTA et al. 2009). Auch für Inputs kann die Annahme der schwachen Verschwendbarkeit getroffen werden. Wie COELLI et al. (2005) erläutern, wird damit berücksichtigt, dass nicht alle Inputs der Kontrolle des Betriebes unterliegen. So kann ein überhöhter Arbeitseinsatz nicht auf eine Ineffizienz zurückzuführen sein, sondern auf gesetzliche Vorgaben zum Kündigungsschutz. Auf eine separate Darstellung der schwachen Verschwendbarkeit in Inputs wird aus Gründen der Analogie zu der bereits erläuterten schwachen Verschwendbarkeit in Outputs sowie der nicht vorhandenen Relevanz für die vorliegender Dissertation verzichtet und stattdessen auf FÄRE et al. (1994a) verwiesen.

8.2.5 Allokative und ökonomische Effizienz

Sind Preisinformationen zu den In- und/oder Outputs vorhanden, kann die allokativen Effizienz der Betriebe bestimmt werden. Abbildung 8.6 veranschaulicht die Ermittlung der allokativen Effizienz. Hierzu ist die Produktion eines Outputs y_1 mittels zweier Inputs x_1 und x_2 illustriert. Für beide Inputs liegen Preisinformationen p_{x_1} und p_{x_2} vor. Die Isokostengerade *Isoc* weist als Steigungsparameter das negative Inputpreisverhältnis der Inputs $-\frac{p_{x_2}}{p_{x_1}}$ auf und stellt das minimale Kostenniveau dar, welche das Inputset $L(y)$ gerade noch tangiert.

Abbildung 8.6: Allokative und ökonomische Effizienz



Quelle: eigene Darstellung nach COELLI et al. (2005)

Zur Erläuterung der Messung der allokativen Effizienz sei Betrieb A in Abbildung 8.6 betrachtet. Zunächst fällt auf, dass Betrieb A technisch ineffizient ist und Ressourcen verschwendet. Die input-orientierte technische Effizienz für Betrieb A ermittelt sich äquivalent nach Gleichung (8.7). Jedoch produziert Punkt A^* selbst nach Eliminierung der technischen Ineffizienz nicht zu den geringsten Kosten, da diese durch eine Änderung der Inputkombination weiter reduziert werden können. Das Einsparpotential an Kosten durch eine Änderung der Inputkombination erfasst die allokativen Effizienz und wird für Betrieb A wie folgt ermittelt (COELLI et al. 2005):

$$AE_I = \overline{OA^{**}} / \overline{OA^*}. \quad (8.20)$$

Betrieb A ist allokativ nicht effizient, sodass der Effizienzwert kleiner Eins ist. Allokativ effiziente Betriebe, wie Betrieb B besitzen einen allokativen Effizienzwert von Eins. Das Einsparpotential an Kosten durch eine optimale Inputkombination beträgt $1 - AE_I$. Wie aus Abbildung 8.6 zu entnehmen ist, liegt Punkt A^{**} außerhalb des Inputsets, stellt keinen beobachteten Punkt der Produktion dar und kann somit nicht als Anhaltspunkt für Betrieb A gelten. Punkt A^{**} dient lediglich zur Quantifizierung der allokativen Effizienz. Der Punkt allokativer und technisch effizienter Produktion für Betrieb A liegt bei Betrieb B . Das Konzept der ökonomischen Effizienz beinhaltet sowohl die technische als auch die allokativen Effizienz, sodass im Falle von Betrieb A gilt (COELLI et al. 2005):

$$OE_I = TE_I * AE_I = \overline{OA^*}/\overline{OA} * \overline{OA^{**}}/\overline{OA^*} = \overline{OA^{**}}/\overline{OA}. \quad (8.21)$$

Für eine generelle Bestimmung der allokativen und ökonomischen Effizienz mit einem vergleichbaren Ansatz zu den Distanzfunktionen, wird zunächst auf Kostenfunktionen eingegangen. Zusätzlich zu den In- und Outputvektoren existiert ein 1×1 Preisvektor der Inputs $p \in R_{++}^1$ welcher strikt positiv ist, sodass gilt $p_i > 0$. Die Kostenfunktion $C(y, p)$ ist wie folgt definiert (FÄRE et al. 1994a, FÄRE und PRIMOT 1995):

$$C(y, p) = \min_x \{px : x \in L(y)\}. \quad (8.22)$$

Zusätzlich zu den in Kapitel 8.2.1 getroffenen Annahmen gelten die Annahmen, dass die Kostenfunktion nicht negativ, nicht steigend, homogen vom Grade Eins, konkav und stetig in den Preisen p ist. Somit wird für ein gegebenes Outputlevel y^n bei gegebenen Preisen p^n die optimale Inputkombination bzw. das minimale Kostenniveau wie folgt bestimmt (FÄRE und PRIMOT 1995):

$$C(y^n, p^n) = \min_x \{p^n x : x \in L(y^n)\}. \quad (8.23)$$

Die Kosten eines Betriebes, der das Outputniveau y^n mit einem Inputeinsatz von x^n bei Preisen von p^n produziert, betragen (ebd.):

$$C^n = p^n x^n. \quad (8.24)$$

Anhand der Relation der minimalen Kosten zur Produktion eines Outputs y^n bei gegebenen Inputpreisen p^n zu den beobachteten Kosten C^n lässt sich die ökonomische Effizienz wie folgt bestimmen (ebd.):

$$OE_I = O_I(y^n, x^n, p^n) = C(y^n, p^n)/C^n. \quad (8.25)$$

Die allokativen Effizienz ergibt sich aus der um die technische Effizienz korrigierte ökonomischen Effizienz wie folgt (ebd.):

$$AE_I = A_I(y^n, x^n, p^n) = \frac{OE_I}{TE_I} = \frac{C(y^n, p^n)}{C^n} / D_I(y^n, x^n). \quad (8.26)$$

Eine entsprechende Messung der allokativen und ökonomischen Effizienz anhand einer output-orientierten Betrachtungsweise gestaltet sich äquivalent zur beschriebenen input-

orientierten Betrachtungsweise und findet sich z.B. in COELLI et al. (2005) sowie FÄRE und PRIMOT (1995).

8.3 Bestimmung der Produktivitätsentwicklung

Die bisher vorgestellten Messkonzepte bewerten die Leistung von Betrieben anhand der Effizienz bzw. durch den Vergleich der Produktivitätsniveaus untereinander. Eine umfassendere Bewertung der Leistung kann anhand der Produktivitätsentwicklung erfolgen, welche einzelne Betriebe und die Technologiemenge hinsichtlich ihrer Veränderungen über mehrere Beobachtungsjahre bzw. Zeitperioden beurteilt (vgl. COELLI et al. 2005). Der im Folgenden dargestellte Ansatz zur Ermittlung der Entwicklung der totalen Faktorproduktivität geht auf CAVES et al. (1982a, b) zurück und ist als Malmquist-(TFP)-Index (MI) bekannt⁴⁷. Der MI nach CAVES et al. (1982a, b) beinhaltet zwei Treiber der Produktivitätsentwicklung. Zum einen die Effizienzverbesserung (*efficiency change*, TEC) einzelner Betriebe, welche erfasst, in wie weit es einem Betrieb im Zeitablauf gelungen ist, zum effizienten Rand aufzuholen und somit effizienter zu werden. Zum anderen ist der technische Fortschritt der Technologiemenge (*technical change*, TC) Bestandteil des MI. Dieser beurteilt wie weit sich der effiziente Rand im Zeitablauf verschoben hat und ob beispielsweise ein Betrieb mit einem gegebenen Inputvektor potentiell mehr oder weniger Output produzieren kann (COELLI et al. 2005). Nach CAVES et al. (1982a, b) folgte in verschiedenen Ansätzen zudem eine Berücksichtigung des Einflusses der Skalengröße und/oder der Skaleneffizienz auf die Produktivitätsentwicklung mit entsprechenden Erweiterungen bzw. alternativen Aufspaltungen des MI (z.B. RAY und DESLI 1997, GRIFELL-TATJÉ und LOVELL 1999, BALK 2001). ZOFIO (2007) fasst diese Entwicklungen zusammen und erweitert die oben beschriebenen Bestandteile des MI nach CAVES et al. (1982a, b) um die Skaleneffizienzverbesserung (*scale efficiency change*, SEC) und das Skalenverhalten des technischen Fortschritts (*scale technical change*, STC). Die SEC gibt an, ob die Produktivität eines Betriebes durch Änderungen der Skaleneffizienz gestiegen oder gesunken ist. Grund für diese Erweiterung ist, dass die TEC nach CAVES et al. (1982a, b) die Annahme von VRS für die Technologiemenge trifft und Veränderungen der Skaleneffizienz ignoriert (vgl. ZOFIO 2007). Das STC berücksichtigt den Einfluss der Skalengröße auf den technischen Fortschritt, da das gesamte Ausmaß des TCs nur von Betrieben mit optimaler Skalengröße, d.h. mit konstanten Skalenerträgen, genutzt werden kann. Betriebe mit zu- und abnehmenden Skalenerträgen können unter Umständen höhere oder nur niedrigere Raten des

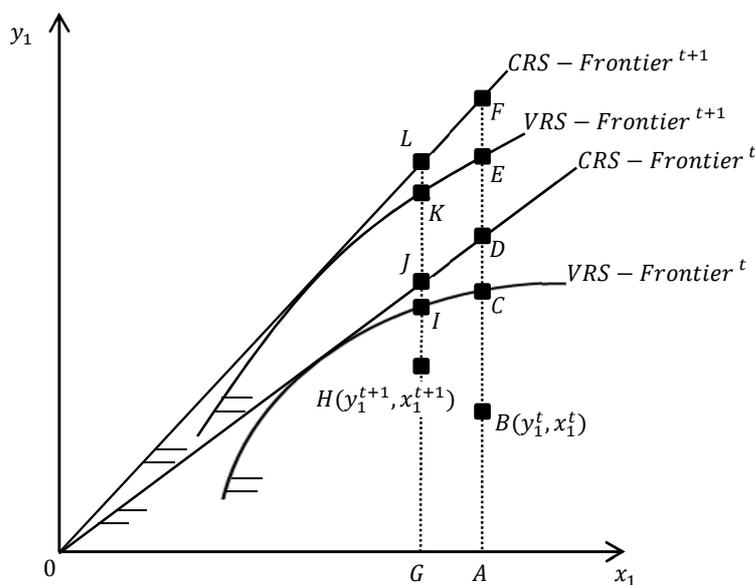
⁴⁷ Weitere Ansätze zur Messung der Produktivitätsentwicklung finden sich z.B. in COELLI et al. (2005).

TCs umsetzen. Die Differenz aus potentiell und tatsächlichem Ausmaß des TCs für Betriebe mit zu- oder abnehmenden Skalenerträgen erfasst das STC. Zur Messung der Produktivitätsentwicklung wird das in (8.2) definierte Technologieset um die Zeitvariable $t = 1, \dots, T$ erweitert, sodass gilt (COELLI et al. 2005)⁴⁸:

$$S^t = \{(x^t, y^t): x^t \text{ kann } y^t \text{ produzieren}\} \text{ für alle } t = 1, \dots, T. \quad (8.27)$$

Bis auf die Erweiterung um den Index t bleiben alle die in den vorigen Kapiteln getroffenen Annahmen gültig und entsprechend abgeleitete Funktionen und Gleichungen können übernommen werden. Abbildung 8.7 illustriert die vier Treiber der Produktivitätsentwicklung anhand eines output-orientierten Beispiels mit einem Input x_1 und einem Output y_1 .

Abbildung 8.7: Ermittlung der Produktivitätsentwicklung



Quelle: eigene Darstellung nach FÄRE et al. (1994b) und ZOFIO (2007)

In Abbildung 8.7 sind jeweils zwei CRS-/VRS-Frontiers unterschiedlicher Zeitperioden dargestellt⁴⁹. Die Punkte H und B stehen für die Beobachtungen eines Betriebes zum Zeitpunkt $t + 1$ bzw. t . Die Effizienzverbesserung TEC wird anhand der VRS-Frontiers wie folgt ermittelt (vgl. Zofio 2007):

⁴⁸ Ein Wechsel der Variablen für das Technologieset von T auf S erfolgt lediglich aus dem Grund einer eindeutigen Notation mit der Einführung der Zeitvariablen.

⁴⁹ Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Punkte, die sich alle auf einen Betrieb beziehen, mit fortlaufenden Buchstaben bezeichnet und nicht wie bislang mit einer detaillierten Indexierung.

$$TEC_O^{t,t+1} = \frac{\overline{GH}/\overline{GK}}{\overline{AB}/\overline{AC}} = \frac{TE_{O-VRS}^{t+1}}{TE_{O-VRS}^t}. \quad (8.28)$$

Entsprechend wird die Veränderung der Skaleneffizienz unter Einbezug der CRS-Frontiers wie folgt ermittelt (vgl. ZOFIO 2007):

$$SEC_O^{t,t+1} = \frac{(\overline{GH}/\overline{GK})/(\overline{GH}/\overline{GL})}{(\overline{AB}/\overline{AC})/(\overline{AB}/\overline{AD})} = \frac{TE_{O-VRS}^{t+1}/TE_{O-CRS}^{t+1}}{TE_{O-VRS}^t/TE_{O-CRS}^t} = \frac{SE_O^{t+1}}{SE_O^t}. \quad (8.29)$$

Die Verschiebung der Frontier im Zeitablauf wird zur Ermittlung des TC herangezogen. Dabei werden die In- und Outputvektoren nicht nur innerhalb der Technologiemenge der jeweils kongruenten Zeitperiode gegenübergestellt, sondern auch in Bezug zur Technologiemenge der vorherigen bzw. folgenden Zeitperiode. Für die Kalkulation von TC gilt (ebd.):

$$TC_O^{t,t+1} = \left(\frac{\overline{GH}/\overline{GI}}{\overline{GH}/\overline{GL}} * \frac{\overline{AB}/\overline{AC}}{\overline{AB}/\overline{AE}} \right)^{\frac{1}{2}} = \left(\frac{\overline{GH}/\overline{GI}}{TE_{O-VRS}^{t+1}} * \frac{TE_{O-VRS}^t}{\overline{AB}/\overline{AE}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (8.30)$$

Da keine eindeutige Aussage besteht, ob es vorzüglicher ist den TC aus Sicht der Periode $t + 1$ oder aus Sicht der Periode t zu ermitteln, werden beide Sichtweisen zur Ermittlung des TC berücksichtigt und das geometrische Mittel zur Bestimmung des TC herangezogen (COELLI et al. 2005). Schließlich ermittelt sich das STC nach folgender Gleichung (ZOFIO 2007):

$$STC_O^{t,t+1} = \left(\frac{(\overline{AB}/\overline{AC})/(\overline{AB}/\overline{AD})}{(\overline{AB}/\overline{AF})/(\overline{AE}/\overline{GI})} * \frac{(\overline{GH}/\overline{GJ})/(\overline{GH}/\overline{GI})}{(\overline{AB}/\overline{AC})/(\overline{AB}/\overline{AD})} \right)^{\frac{1}{2}} = \left(\frac{SE_O^t}{(\overline{AB}/\overline{AF})/(\overline{AE}/\overline{GI})} * \frac{(\overline{GH}/\overline{GJ})/(\overline{GH}/\overline{GI})}{SE_O^{t+1}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (8.31)$$

Da auch hierbei kein eindeutiger Vorzug darüber besteht, welche Periode zur Messung des STC heranzuziehen ist, fließen die Werte beider Bezugsperioden über das geometrische Mittel in die Kalkulation des STC ein. Der nach ZOFIO (2007) erweiterte MI setzt sich wie folgt zusammen:

$$MI_O^{t,t+1} = TEC_O^{t,t+1} * SEC_O^{t,t+1} * TC_O^{t,t+1} * STC_O^{t,t+1}. \quad (8.32)$$

Wobei für alle Indizes (8.28)-(8.32) gilt, dass Werte größer Eins für einen positiven Beitrag und Werte kleiner Eins für einen negativen Beitrag zur Produktivitätsentwicklung stehen. Ein Wert von Eins zeigt das keine Entwicklung festzustellen ist⁵⁰.

⁵⁰ Jährliche prozentuale Änderungsraten der Produktivitätsentwicklung lassen sich durch Logarithmieren der Gleichungen (8.28) bis (8.32) erzielen (vgl. SAAL et al. 2007, OREA 2002).

Die Kalkulation der Produktivitätsentwicklung mittels Distanzfunktionen gestaltet sich analog. Wie bereits in Zusammenhang mit Abbildung 8.7 gezeigt, ist es in bestimmten Fällen nötig, In- und Outputvektoren der Periode t in Relation zu der Technologiemengen der nächsten oder der vorherigen Zeitperiode zu vergleichen. Dies wird entsprechend in der Notation berücksichtigt, sodass beispielsweise die Distanzfunktion $D_O^t(y^{t+1}, x^{t+1})$ für die Messung der Effizienz des Vektors (y^{t+1}, x^{t+1}) in Bezug zu der Technologiemenge S^t steht, wobei die Technologiemenge S^t hierbei unverändert bleibt⁵¹. Wird Gleichung (8.32) mittels Distanzfunktionen dargestellt und in exakt derselben Reihenfolge aufgesplittet, so gilt (ZOFIO 2007):

$$\begin{aligned}
MI_O^{t,t+1}(y^t, x^t, y^{t+1}, x^{t+1}) &= \left(\frac{D_{O-CRS}^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-CRS}^t(y^t, x^t)} * \frac{D_{O-CRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-CRS}^{t+1}(y^t, x^t)} \right)^{\frac{1}{2}} \\
&= \frac{D_{O-VRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-VRS}^t(y^t, x^t)} * \frac{D_{O-CRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})/D_{O-VRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-CRS}^t(y^t, x^t)/D_{O-VRS}^t(y^t, x^t)} \\
&* \left(\frac{D_{O-VRS}^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-VRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} * \frac{D_{O-VRS}^t(y^t, x^t)}{D_{O-VRS}^{t+1}(y^t, x^t)} \right)^{\frac{1}{2}} \\
&* \left(\frac{D_{O-CRS}^t(y^t, x^t)/D_{O-VRS}^t(y^t, x^t)}{D_{O-CRS}^{t+1}(y^t, x^t)/D_{O-VRS}^{t+1}(y^t, x^t)} * \frac{D_{O-CRS}^t(y^{t+1}, x^{t+1})/D_{O-VRS}^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_{O-CRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})/D_{O-VRS}^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \right)^{\frac{1}{2}}. \tag{8.33}
\end{aligned}$$

In parametrischen Produktivitätsanalysen kann nicht gewährleistet werden, dass die CRS-Distanzfunktion die VRS-Distanzfunktion vollständig mit erfasst. OREA (2002) entwickelt daher einen Ansatz zur Berücksichtigung des Einflusses der Veränderung der Skalengröße bzw. der Skaleneffekte auf die Produktivitätsentwicklung (*scale change*, SC (COELLI et al. 2005)), der auf die Ermittlung CRS-Distanzfunktion verzichtet und keinen direkten Bezug zur Skaleneffizienz aufweist. Die Ermittlung des SC erfolgt über den direkten Vergleich des um technische Ineffizienzen und technischen Fortschritt korrigierten Produktivitätsniveaus einer Einheit zwischen zwei Perioden unter VRS (OREA 2002). Im Falle von Abbildung 8.7 beinhaltet dies, vereinfacht zusammengefasst, einen Vergleich des Punkts C mit dem Punkt K . Ohne einen direkten Bezugspunkt zum MPSS oder einer CRS-Frontier zu haben, ermittelt der SC trotzdem wie sich die Produktivität durch eine Veränderung der Skalengröße ändert. Wie OREA (2002) feststellt, besitzt der SC eine hohe Ähnlichkeit zu dem Ansatz von GRIFELL-

⁵¹ Folglich kann z.B. der In- und Outputvektor (y^{t+1}, x^{t+1}) außerhalb der Technologiemenge S^t liegen und die Distanzfunktion Werte von größer Eins annehmen (vgl. COELLI et al. 2005)

TATJÉ und LOVELL (1999) zur Erfassung von Skaleneffekten. Nach ZOFIO (2007) entspricht der Ansatz von GRIFELL-TATJÉ und LOVELL (1999) dem Produkt aus $SEC_0^{t,t+1} * STC_0^{t,t+1}$. Somit kann für parametrische Produktivitätsanalysen alternativ zu $SEC_0^{t,t+1}$ und $STC_0^{t,t+1}$ die Ermittlung des SC erfolgen, um Skaleneffekte adäquat zu berücksichtigen und deren Einfluss auf die Produktivitätsentwicklung zu quantifizieren (COELLI et al. 2005).

Neben einer Output-Orientierung der Produktivitätsentwicklung ist auch eine input-orientierte Betrachtungsweise möglich. Diese gestaltet sich analog zur hier dargestellten output-orientierten Messung der Produktivitätsentwicklung und wird nicht separat erläutert.

8.4 Methoden der Effizienzanalyse

8.4.1 Überblick

Für die Effizienzmessung steht ein breiter Bestand an Methoden zur Verfügung. Prinzipiell lässt sich innerhalb der methodischen Vielfalt zwischen parametrischen und nicht-parametrischen Ansätzen unterscheiden. Für die Messung der Effizienz ist die Ermittlung der Frontier nötig. Zur Bestimmung der Frontier mit parametrischen Ansätzen muss a priori eine funktionale Form dieser festgelegt werden. Nicht-parametrische Verfahren hingegen kommen ohne die Festlegung einer funktionalen Form der Frontier aus. Die Frontier wird hierbei anhand einer stückweisen linearen Umhüllung des Technologieraums an dessen effizienten Betrieben ermittelt. Innerhalb der parametrischen und nicht-parametrischen Ansätze wird jeweils zwischen stochastischen und deterministischen Ansätzen unterschieden. Deterministische Ansätze gehen davon aus, dass keinerlei zufällige Einflüsse auf den Produktionsprozess einwirken und Abweichungen von der Frontier ausschließlich auf Ineffizienzen zurückzuführen sind. Hingegen berücksichtigen stochastische Ansätze zufällige Einflüsse auf den Produktionsprozess und beziehen diese, neben der Höhe vorhandener Ineffizienzen, bei der Beurteilung der Abweichungen von der Frontier mit ein (FRIED et al. 1993, COELLI et al. 2005). Tabelle 8.1 fasst die beschriebenen Ansätze zusammen. Ferner ist eine für den jeweiligen Ansatz etablierte Methode zur Effizienzmessung dargestellt und die entsprechenden initialen bzw. relevanten Veröffentlichungen.

Tabelle 8.1: Klassifizierung der Methoden der Effizienzanalyse

Ansatz		Methoden der Effizienzmessung
parametrisch	stochastisch	<i>Stochastic Frontier Analysis</i> (SFA), AIGNER et al. (1977) und MEEUSEN und VAN DER BROECK (1977)
	deterministisch	<i>Constraint Ordinary Least Squares</i> (COLS), AIGNER und CHU (1968)
nicht-parametrisch	stochastisch	<i>Change Constraint/Stochastic Data Envelopment Analysis</i> (SDEA), LAND et al. (1993), COOPER et al. (2002)
	deterministisch	<i>Data Envelopment Analysis</i> (DEA), FARRELL (1957), SHEPARD (1970), CHARNES et al. (1978)

Quelle: eigene Darstellung

Zu den parametrischen Verfahren der Effizienzmessung zählen die *Stochastic Frontier Analysis* (SFA) und die Methode der *Constraint Ordinary Least Squares* (COLS). Während Anwendungen der SFA in der Literatur weit verbreitet sind und auch eine kontinuierlicher Ausbau dieses methodischen Ansatzes festzustellen ist (z.B. BATTESE und COELLI 1995, KUMBHAKAR 2002), ist die Methode der COLS weniger verbreitet und steht nicht im Fokus methodischer Weiterentwicklungen. Im Bereich der nicht-parametrischen Effizienzmessung ist die *Change Constraint Data Envelopment Analysis* bzw. *Stochastic Data Envelopment Analysis* (SDEA) als stochastischer sowie die *Data Envelopment Analysis* (DEA) als deterministischer Ansatz etabliert. Bislang existieren nur wenige empirische Arbeiten zur SDEA. Dennoch ist im Segment der nicht-parametrischen stochastischen Effizienzmessung die Entwicklung anderer Methoden wie die *Stochastic non-smooth Envelopment of Data* (StoNED) von KUOSMANEN und KORTELAJINEN (2012) festzustellen, wobei hierzu kaum empirische Anwendungen veröffentlicht sind. Hingegen ist die Verwendung der DEA zur Effizienzmessung populär und es existieren zahlreiche empirische Arbeiten sowie methodische Weiterentwicklungen (vgl. COOK und SEIFORD 2009). Auf Grund ihrer Verbreitung und des breiten Spektrums an Erweiterungen bilden die DEA und die SFA in vorliegender Arbeit die methodische Basis zur Effizienzmessung. Daher werden diese Methoden im Folgenden grundlegend vorgestellt. Methodische Erweiterungen der DEA und SFA werden, sofern sie vorliegender Arbeit zur Anwendung kommen, allgemein erörtert. Differenziertere Beschreibungen der angewandten Methoden-/Modellspezifikationen für konkrete Anwendungsfälle bzw. die Erläuterung spezifischer Erweiterungen methodischer Art finden sich in den jeweiligen Kapiteln, in denen die Methoden zur Anwendung kommen.

8.4.2 Data Envelopment Estimation

Die Grundidee der DEA geht auf FARRELL (1957) zurück. Hierbei wird die Technologiemenge bzw. das Inputset von einer konvexen Frontier umhüllt, welche stückweise linear konstruiert wird. Anhand der so aufgestellten Frontier wird die Effizienz⁵² gemessen. Für diese Methode der Effizienzmessung führten CHARNES et al. (1978) den Begriff *Data Envelopment Analysis* ein und präsentierten ein Modell, mit dem der Ansatz von FARRELL (1957) mittels Linearer Programmierung (LP) umgesetzt wird. Dieses von CHARNES et al. (1978) eingeführte Modell zur radialen Effizienzmessung unterliegt der Annahme von CRS und einer Input-Orientierung. Zur Darstellung des Modells wird die Notation von Kapitel 8.1 übernommen, d.h. $j = 1, \dots, J$ steht für die Betriebe der Technologiemenge T (vgl. hierzu Kapitel 8.2.1), $j_o \in \{1, \dots, J\}$ für einen einzelnen ausgewählten Betrieb, $y_m \in R_+^M$ für die $m = 1, \dots, M$ Outputs sowie $x_i \in R_+^I$ für die $i = 1, \dots, I$ Inputs. Die Überlegung zum DEA-Modell von CHARNES et al. (1978) ist, zur Messung der Effizienz die TFP eines jeden Betriebes j_o zu maximieren, wobei die Gewichtungsfaktoren der Outputs s_{mj_o} und der Inputs u_{ij_o} Variablen der Zielfunktion des LP-Modells sind. Somit gilt⁵³:

$$\max_{s_{mj_o}, u_{ij_o}} \theta'_{I-CRS_{j_o}} = \frac{\sum_{m=1}^M s_{mj_o} y_{mj_o}}{\sum_{i=1}^I u_{ij_o} x_{ij_o}}, \quad (8.34.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \frac{\sum_{m=1}^M s_{mj_o} y_{mj}}{\sum_{i=1}^I u_{ij_o} x_{ij}} \leq 1, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.34.2)$$

$$s_{mj_o} \geq 0, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.34.3)$$

$$u_{ij_o} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I. \quad (8.34.4)$$

Die Restriktionen (siehe s.t. - *subject to*) stellen sicher, dass die TFP aller Betriebe kleiner gleich Eins ist und somit der Effizienzwert des untersuchten Betriebes j_o ebenfalls einen Wert von kleiner gleich Eins annimmt. Ferner wird sichergestellt, dass die Gewichtungsfaktoren nicht negativ sind (CHARNES et al. 1978, COOPER et al. 2006). Ein Problem des LP-Modells (8.34) ist, dass auf Grund des Quotienten in der Zielfunktion unendlich viele Lösungen vorhanden sind und es somit nicht eindeutig lösbar ist. Durch die Einführung der Restriktion

⁵² Soweit keine nähere Differenzierung des Effizienzbegriffes erfolgt, bezieht sich der Begriff Effizienz auf die technische Effizienz.

⁵³ Wird nachfolgend nur die übergeordnete Hierarchieebene der Nummerierung genannt, erfolgt der Bezug auf das gesamte Modell. Z.B. schließt der Verweis auf Modell (8.34) die Zielfunktion (8.34.1) und Restriktionen (8.34.2)-(8.34.4) mit ein.

$\sum_{i=1}^I u_{ij_o} x_{ij_o} = 1$ kann das LP-Modell (8.34) in folgendes, eindeutig lösbares lineares Optimierungsproblem transformiert werden:

$$\max_{w_{mj_o}, v_{ij_o}} \theta_{I-CRSj_o} = \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj_o}, \quad (8.35.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij} \leq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.35.2)$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij_o} = 1, \quad (8.35.3)$$

$$w_{mj_o} \geq 0, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.35.4)$$

$$v_{ij_o} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I. \quad (8.35.5)$$

Die in LP-Modell (8.35) ermittelten optimalen Gewichte w_{mj_o} und v_{ij_o} des Betriebes j_o geben Auskunft über relative Stärken und Schwächen des Betriebes. So bekommen Inputs, die im Vergleich zu anderen Betrieben in einem geringen Umfang eingesetzt werden, höhere Gewichte zugewiesen und Inputs, die in relativ großem Umfang eingesetzt werden, niedrigere Gewichte zugeordnet. Entsprechend umgekehrt werden die Gewichte für Outputs zugewiesen. Outputs, die in großem Umfang produziert werden, erhalten eine höhere Gewichtung und Outputs, die in geringem Umfang hergestellt werden, bekommen niedrigere Werte zugeordnet (COOPER et al. 2006). Der im LP-Modell (8.35) ermittelte Wert θ_{I-CRSj_o} ist der input-orientierte Effizienzwert des Betriebes j_o und analog zum Effizienzwert in Gleichung (8.8).

Aufbauend auf den Arbeiten von CHARNES et al. (1978) veröffentlichten BANKER et al. (1984) ein LP-Modell zur Effizienzmessung unter VRS. Die Ermittlung der input-orientierten Effizienz unter VRS erfolgt anhand folgenden LP-Modells:

$$\max_{w_{mj_o}, v_{ij_o}, u_{0j_o}} \theta_{I-VRSj_o} = \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj_o} + u_{0j_o}, \quad (8.36.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij} + u_{0j_o} \leq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.36.2)$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij_o} = 1, \quad (8.36.3)$$

$$w_{mj_o} \geq 0, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.36.4)$$

$$v_{ij_o} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I. \quad (8.36.5)$$

Im Vergleich zu LP-Modell (8.35) weist LP-Modell (8.36) zusätzlich den vorzeichenunbeschränkten Skalar u_{0j_o} auf. Nimmt u_{0j_o} einen negativen (positiven) Wert an, so liegen für den Betrieb j_o abnehmende (zunehmende) Skalenerträge vor. Beträgt der Wert von u_{0j_o} Null, befindet sich Betrieb j_o im Bereich konstanter Skalenerträge (COOPER et al. 2006). Der im LP-Modell erhaltene Effizienzwert θ_{I-VRSj_o} entspricht dem Effizienzwert aus Distanzfunktion (8.13).

Bei der Modellierung landwirtschaftlicher Produktionssysteme muss evtl. berücksichtigt werden, dass nicht alle Inputs kontrolliert bzw. angepasst werden können. Beispiele für nicht-kontrollierbare Inputs (nicht-diskretionäre Inputs) sind kurzfristig fixe Inputs, wie Arbeit und Gebäude, oder exogene Faktoren wie die Bodengüte. Die nicht-diskretionären Inputs können einerseits nicht angepasst werden, sind aber andererseits für eine vollständige Beurteilung der Betriebe zu berücksichtigen. Auf BANKER und MOREY (1986)⁵⁴ geht folgender Vorschlag zur Berücksichtigung von nicht-diskretionären Inputs in LP-Modellen zurück (vgl. COOPER et al. 2006):

$$\max_{w_{mj_o}, v_{ij_o}, q_{rj_o}} \theta_{I-CRS-NDj_o} = \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj_o} - \sum_{r=1}^R q_{rj_o} z_{rj_o}, \quad (8.37.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij} - \sum_{r=1}^R q_{rj_o} z_{rj} \leq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.37.2)$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij_o} = 1, \quad (8.37.3)$$

$$w_{mj_o} \geq 0, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.37.4)$$

$$v_{ij_o} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I. \quad (8.37.5)$$

$$q_{rj_o} \geq 0, \text{ für alle } r = 1, \dots, R. \quad (8.37.6)$$

Hierbei steht $z_r \in R_+^R$ für die $r = 1, \dots, R$ nicht-diskretionären Inputs und q_r für die entsprechenden Gewichtungsfaktoren. Wie aus (8.37.1) zu sehen ist, wird der Effizienzwert eines Betriebes um den Einsatz der nicht-diskretionären Variablen korrigiert. Je stärker ein Produktionsprozess durch den Einfluss der nicht-diskretionären Inputs restringiert ist bzw. je weniger

⁵⁴ BANKER und MOREY (1986) berücksichtigen zusätzlich noch Slacks, d.h. additive Einsparpotentiale an Inputs, die über die radialen Einsparpotentiale hinausgehen. Da Slacks in vorliegender Arbeit nicht relevant sind, wird hierfür auf Literatur von Banker und MOREY (1986) und COOPER et al. (2006) verwiesen.

des nicht-diskretionären Inputs zur Verfügung steht, desto höher ist, *ceteris paribus*, der Effizienzwert des jeweiligen Betriebes (COOPER et al. 2006).

Für die bisher dargestellten primalen LP-Modelle (Multiplier-Modelle) können entsprechende duale Modelle formuliert werden, die sog. Envelopment-Modelle. Hierzu wird der Skalenniveaufaktor λ_{jj_0} eingeführt⁵⁵, der Auskunft über die Referenzeinheiten ineffizienter Betriebe gibt.

$$\min_{\theta_{I-(\cdot)j_0}, \lambda_{jj_0}} \theta_{I-(\cdot)j_0}, \quad (8.38.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \theta_{I-(\cdot)j_0} x_{ij_0} - \sum_{j=1}^J \lambda_{jj_0} x_{ij} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I, \quad (8.38.2)$$

$$\sum_{j=1}^J \lambda_{jj_0} y_{mj} \geq y_{mj_0}, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.38.3)$$

$$z_{rj_0} - \sum_{j=1}^J \lambda_{jj_0} z_{rj} = 0, \text{ für alle } r = 1, \dots, R, \quad (8.38.4)$$

$$\sum_{j=1}^J \lambda_{jj_0} = 1, \quad (8.38.5)$$

$$\lambda_{jj_0} \geq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J. \quad (8.38.6)$$

In Abhängigkeit der berücksichtigten Restriktionen, umfasst LP-Modell (8.38) sämtliche bisher erklärten Multiplier-Modelle. So entsprechen die Gleichungen (8.38.1)-(8.38.3) und (8.38.6) dem Multiplier-Modell (8.35). Durch die Hinzunahme von Restriktion (8.38.5) wird der Effizienzwert unter VRS analog zum LP-Modell (8.36) ermittelt. Wird dem hingegen Restriktion (8.38.4) berücksichtigt, wird die Effizienz entsprechend nach LP-Modell (8.37) kalkuliert⁵⁶. In Restriktion (8.38.4) ist zu sehen, dass nicht-diskretionäre Inputs nicht in die Kalkulation der möglichen Inputreduktion einfließen. Durch das Gleichheitszeichen in (8.38.4) wird sichergestellt, dass die Konvexkombination der Referenzeinheiten die gleichen Werte in den nicht-diskretionären Variablen aufweist wie der betrachtete Betrieb j_0 . Durch eine Änderung des Relationszeichens in (8.38.4) können nicht-diskretionäre Inputs differenzierter berücksichtigt werden. Haben die berücksichtigten nicht-diskretionären Inputs einen ausschließlich positiven Effekt auf die Effizienz, so ist ein „ \geq “ als Relationszeichen für (8.38.4) zu verwenden. Folglich wird der Betrieb j_0 nur mit Betrieben verglichen, die hin-

⁵⁵ Dabei ist λ_{jj_0} das Gewicht der j -ten Referenzeinheit für Betrieb j_0 .

⁵⁶ Die Berücksichtigung nicht-diskretionärer Outputs erfolgt vergleichbar zu Restriktion (8.38.4) (vgl. COELLI et al. 2005).

sichtlich der nicht-diskretionären Inputs nicht besser stehen. Entsprechend umgekehrt ist die Situation bei nicht-diskretionären Inputs, die ausschließlich einen negativen Effekt auf die Effizienz haben. Hierfür ist ein „ \leq “ als Relationszeichen für (8.38.4) zu verwenden und Betrieb j_o wird nur mit Betrieben verglichen, die in Bezug auf die nicht-diskretionäre Inputs nicht schlechter stehen. Im Vergleich zur Verwendung eines Gleichheitszeichen in (8.38.4) steigt mit der Verwendung der Relationszeichen „ \leq “ und „ \geq “ die Anzahl der möglichen Referenzeinheiten und die Betriebe werden stärker diskriminiert (vgl. COELLI et al. 2005, COOPER et al. 2006).

Liegen Preisinformationen zu den Inputs vor, kann die ökonomische Effizienz ermittelt werden. Hierfür wird aufbauend auf das Multiplier-Modell (8.35) lediglich die zusätzliche Restriktion einer Gewichtsbeschränkung der Inputgewichtungsfaktoren v_{ij_o} eingeführt, sodass gilt (CAMANHO und DYSON 2005):

$$\max_{w_{mj_o}, v_{ij_o}} \kappa_{I-CRS_{j_o}} = \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj_o}, \quad (8.39.1)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{m=1}^M w_{mj_o} y_{mj} - \sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij} \leq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.39.2)$$

$$\sum_{i=1}^I v_{ij_o} x_{ij_o} = 1, \quad (8.39.3)$$

$$v_{i^a j_o} - \frac{p_{i^a j_o}}{p_{i^b j_o}} v_{i^b j_o} = 0, \text{ für alle } i^a < i^b; i^a, i^b = 1, \dots, I, \quad (8.39.4)$$

$$w_{mj_o} \geq 0, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.39.5)$$

Der in LP-Modell (8.39) ermittelte ökonomische Effizienzwert ist entsprechend zu Gleichung (8.25). Alternativ kann die ökonomische Effizienz auf Basis eines Envelopment-Modells ermittelt werden. Hierzu wird zunächst das minimale Kostenniveau entsprechend zu Funktion (8.23) wie folgt ermittelt (FÄRE et al. 1985, FÄRE et al. 1994a)⁵⁷:

$$\min_{x_{ij_o}^0, \lambda_{jj_o}} \sum_{i=1}^I p_{ij_o} x_{ij_o}^0, \quad (8.40.1)$$

$$\text{s.t.} \quad x_{ij_o}^0 - \sum_{j=1}^J x_{ij} \lambda_{jj_o} \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I, \quad (8.40.2)$$

$$\sum_{j=1}^J y_{mj} \lambda_{jj_o} \geq y_{mj_o}, \text{ für alle } m = 1, \dots, M, \quad (8.40.3)$$

⁵⁷ Im Envelopment-Modell kann die in Kapitel 2.5 getroffene Annahme strikt positiver Preise gelockert werden, sodass p_i lediglich semipositiv sein muss, d.h. $p_i \in R_+^I$ (FÄRE et al. 1994a).

$$\lambda_{jj_o} \geq 0, \text{ für alle } j = 1, \dots, J, \quad (8.40.4)$$

$$x_{ij_o}^0 \geq 0, \text{ für alle } i = 1, \dots, I. \quad (8.40.5)$$

Zur Ermittlung der ökonomischen Effizienz wird das aus dem LP-Modell (8.40) berechnete minimale Kostenniveau für den Betrieb j_o entsprechend der Gleichung (8.25) in Relation zum tatsächlichen Kostenniveau $\sum_{i=1}^I p_{ij_o} x_{ij_o}$ gesetzt. Allokative Effizienzwerte werden nach Gleichung (8.26) ermittelt, wobei hierfür beispielsweise die Kalkulation der technischen Effizienz mit dem LP-Modell (8.35) erfolgt.

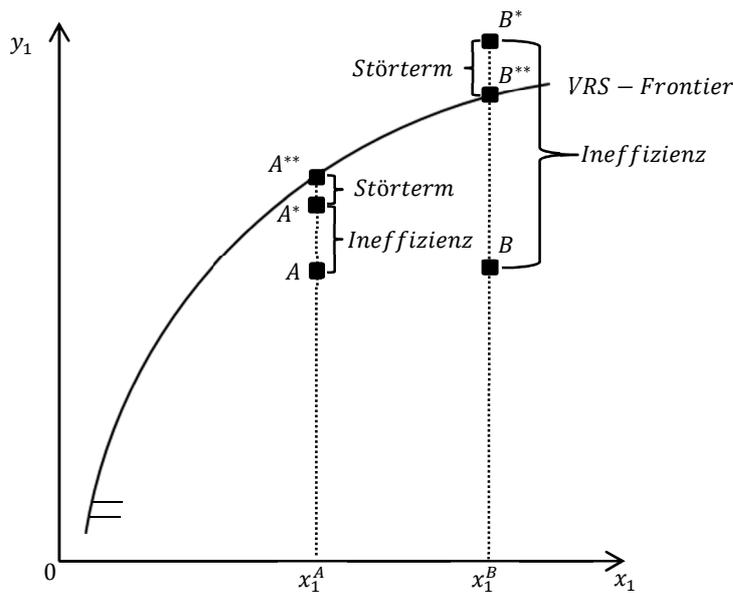
Output-orientierte Modelle sind strukturell vergleichbar mit den hier gezeigten input-orientierten Modellen und die gezeigten Erweiterungen sind entsprechend zu implementieren. Einen Überblick hierzu gibt z.B. FÄRE et al. (1994a) oder COOPER et al. (2006). Zur Berücksichtigung der Stichprobenvarianz in den Effizienzwerten führten SIMAR und WILSON (1998, 2000) das Bootstrapping im Zusammenhang mit der DEA ein. Dies ermöglicht die Anwendung statistischer Testverfahren bei den anhand der deterministischen DEA ermittelten Effizienzwerten. Die zu Grunde liegende Idee der Bootstrapping-DEA ist, dass durch eine mehrmalige zufällige Generierung einer Replikation der Technologiemenge und einer damit einhergehenden Effizienzmessung die Variation der Effizienzwerte erfasst wird. Eine ausführliche Beschreibung des in vorliegender Arbeit zur Anwendung kommenden Bootstrapping-Prozesses nach SIMAR und WILSON (1998, 2000) findet sich in BOGETOFT und OTTO (2011) und wird hier nicht repetitiv erläutert.

8.4.3 Stochastic Frontier Analysis

Die SFA geht auf die initialen Veröffentlichungen von AIGNER et al. (1977) und MEEUSEN und VAN DER BROECK (1977) zurück. Die Besonderheit dieser Methode ist die Aufteilung sämtlicher Abweichungen von der Frontier in einen symmetrisch um Null verteilten Störterm v_j und in einem nicht negativen Term u_j , wobei $j = 1, \dots, J$ für die Betriebe in der Technologiemenge T steht. Die stochastische Komponente v_j erfasst sämtliche zufallsbedingte Einflüsse („weißes Rauschen“) wie beispielsweise das Wetter oder Messfehler. Dem hingegen erfasst der Term u_j die Ineffizienz⁵⁸. Abbildung 8.8 veranschaulicht die Messung der Effizienz mittels eines Produktionsprozesses mit einem Output y_1 und einem Input x_1 unter VRS.

⁵⁸ Falls nicht anders vermerkt, bezieht sich in diesem Kapitel der Begriff Effizienz auf die technische Effizienz.

Abbildung 8.8: Effizienzmessung anhand einer stochastischen Produktionsfrontier



Quelle: eigene Darstellung nach COELLI et al. (2005)

In Abbildung 8.8 ist die konkave deterministische VRS-Frontier abgebildet, anhand der die Ineffizienz von Betrieben output-orientiert ermittelt wird. Die Punkte A und B geben den beobachteten Output zweier Betriebe wieder. Die Punkte A^* und B^* stellen das Outputniveau dar, dass die Betriebe A und B bei einer effizienten Produktion erzielen könnten (Frontier-Output), d.h. für den Fall das $u_A = 0$ bzw. $u_B = 0$ gilt. Da der Störterm für Betrieb A negativ ist, d.h. $v_A < 0$, und der Störterm für Betrieb B positiv ist, d.h. $v_B > 0$, liegen die Frontier-Outputs unter- bzw. oberhalb der deterministischen VRS-Frontier. Die Punkte A^{**} und B^{**} geben das um den Störterm und die Ineffizienz korrigierte, erzielbare Outputniveau an und liegen somit auf der deterministischen VRS-Frontier. Im Vergleich zu einer ausschließlich deterministischen Effizienzmessung (vgl. Kapitel 8.4.2) wird deutlich, dass sowohl das erzielbare Outputniveau einer stochastischen Produktionsfrontier geringer ist (Betrieb B in Abbildung 8.8) als auch Abweichungen von der Frontier nicht vollständig auf eine ineffiziente Produktion zurückgeführt werden (Betrieb A in Abbildung 8.8, vgl. COELLI et al. 2005).

Für eine generelle Beschreibung der Effizienzermittlung mittels SFA gilt, dass $x_j = x_{1j}, \dots, x_{lj} \in R_+^l$ für den Vektor der Inputs steht und $y_j \in R_+$ für den Skalar des Outputs. Dabei kommt folgendes Modell einer stochastischen Produktionsfrontier zur Anwendung (KUMBHAKAR und LOVELL 2003):

$$y_j = f(x_j; \beta) * \exp(v_j - u_j). \quad (8.41)$$

Wobei $f(x_j; \beta)$ die deterministische Produktionsfunktion ist und $\exp(v_j - u_j)$ der bereits erläuterte zweigeteilte Term, der Ineffizienzen und zufällige Abweichungen erfasst. Der Vektor β steht für die zu schätzenden Parameter der Produktionstechnologie. Als Funktionsform für $f(x_j; \beta)$ ist nach SAUER (2006) die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und deren flexible, generalisierte Form der transzendenten logarithmierten (Translog) Produktionsfunktion in der empirischen Anwendung weit verbreitet (vgl. CHRISTENSEN et al. 1973). Neben den genannten Funktionsformen existieren noch weitere, wie z.B. die Quadratische Produktionsfunktion, die *Generalized Leontief* oder die *Symmetric Generalized McFadden* (vgl. DIEWERT und WALES 1987, COELLI et al. 2005). Für die Terme v_j und u_j gilt die Annahme, dass diese unabhängig voneinander verteilt sind und beide Terme keine Korrelation zu x_j aufweisen. Ferner gilt für den Störterm eine Normalverteilung um Null $v_j \sim N(0, \sigma_v^2)$, d.h. v_j ist unabhängig und identisch für alle Betriebe verteilt sowie symmetrisch. Für den Ineffizienzterm gilt eine nicht-negative Halbnormalverteilung bei Null $u_j \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ und dass u_j unabhängig und identisch für alle Betriebe verteilt ist. Neben der beschriebenen nicht negativen Halbnormalverteilung für u_j existieren alternative Verteilungsannahmen, wie z.B. die Exponentialverteilung, die Gamma-Verteilung oder die trunkierte Verteilung. Da der Ineffizienzterm immer nicht negativ ist, besitzen die Gesamtresiduen $\varepsilon_j = (v_j - u_j)$ eine asymmetrische Verteilung. Die Effizienz eines Betriebes TE_j ergibt sich wie folgt (KUMBHAKAR und LOVELL 2003, COELLI et al. 2005):

$$TE_j = \frac{y_j}{f(x_j; \beta) \cdot \exp(v_j)} = \frac{f(x_j; \beta) \cdot \exp(v_j - u_j)}{f(x_j; \beta) \cdot \exp(v_j)} = \exp(-u_j). \quad (8.42)$$

Wie in Kapitel 8.2.1 ergibt sich die output-orientierte Effizienz aus dem Verhältnis des beobachteten Outputs zum maximal erreichbaren Output unter Berücksichtigung des Störterms und nimmt einen Wert von kleiner gleich Eins an. Die Ermittlung der Parameter β und u_j erfolgt mittels einer Maximum-Likelihood-Schätzung⁵⁹. Hierzu erfolgt eine Parametrisierung⁶⁰ der Log-Likelihood-Funktion mittels $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ und $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 \geq 0$. Somit stellt sich die zu schätzende Log-Likelihood-Funktion unter Annahme einer nicht negativen Halbnormalverteilung des Ineffizienzterms wie folgt dar (KUMBHAKAR und LOVELL 2003):

$$\ln L = \text{Konstante} - J \ln \sigma + \sum_{j=1}^J \ln \Phi \left(-\frac{\varepsilon_j \lambda}{\sigma} \right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^J \varepsilon_j^2. \quad (8.43)$$

⁵⁹ Gegenüber anderen Schätzverfahren weist die Maximum-Likelihood-Schätzung eine höhere asymptotische Effizienz auf (COELLI et al. 2005).

⁶⁰ Eine alternative Parametrisierung schlägt BATTESE und CORRA (1977) mit $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ und $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ vor.

Wobei Φ die kumulierte Standardnormalverteilung ist und das Gesamtresiduum durch $\varepsilon_j \equiv v_j - u_j = \ln(y_j/f(x_j; \beta))$ abhängig von der gewählten Funktionsform ist. Die Effizienz eines Betriebes wird anhand des Erwartungswertes der bedingten Verteilung von u_j bei gegebenem Gesamtresiduum ε_j nach BATTESE und COELLI (1988) wie folgt ermittelt:

$$TE_j = E[\exp(-u_j)|\varepsilon_j]. \quad (8.44)$$

Die bisherigen Ausführungen beziehen sich auf ein Produktionssystem mit einem einzelnen Output und mehreren Inputs. Wie KUMBHAKAR und LOVELL (2003) zeigen, lässt sich das Modell (8.41) auch für mehrere Outputs hin zu einer stochastischen output-orientierten Distanzfunktion erweitern (vgl. Kapitel 8.2.2). Ausgehend von Modell (8.41) gilt:

$$\frac{y_j}{f(x_j; \beta)} = \exp(v_j - u_j). \quad (8.45)$$

Da im Falle eines Modells mit nur einem Output $\frac{y_j}{f(x_j; \beta)} = D_O(x_j, y_j; \beta)$ gilt, bildet Gleichung (8.45) die Grundlage für den Fall mehrerer Outputs⁶¹:

$$D_O(x_j, y_j; \beta) = \exp(v_j - u_j). \quad (8.46)$$

Entsprechend ergibt sich folgendes Modell einer stochastischen Distanzfunktion:

$$1 = D_O(x_j, y_j; \beta) * \exp(u_j - v_j). \quad (8.47)$$

Wobei hierbei explizit auf den Vorzeichentausch des Ineffizienzterms u_j hinzuweisen ist. Es gelten die Annahmen, dass die Distanzfunktion nicht abnehmend und konvex in den Outputs sowie nicht zunehmend und quasikonkav in den Inputs ist. Darüber hinaus ist die Distanzfunktion für $0 < D_O(x_j, y_j; \beta) \leq 1$ definiert und homogen vom Grade Eins in den Outputs, d.h. für alle $\lambda > 0$, $D_O(x_j, \lambda y_j; \beta) = \lambda D_O(x_j, y_j; \beta)$ (FÄRE und PRIMOT 1995). Um Modell (8.47) in eine schätzbare Gleichung zu überführen, erfolgt die Implikation der Homogenitätsbedingung mit $\lambda = 1/y_{Mj}$ durch die Division von Gleichung (8.47) durch einen beliebig gewählten Output y_{Mj} (vgl. ACZÉL 1966, LOVELL et al. 1994, KUMBHAKAR und LOVELL 2003):

$$1/y_{Mj} = D_O\left(x_j, \frac{y_j}{y_{Mj}}; \beta\right) * \exp(u_j - v_j). \quad (8.48)$$

⁶¹ Demnach stellt ab sofort y_j einen Outputvektor $y_j = y_{1j}, \dots, y_{Mj} \in R_+^M$ eines Betriebes dar und nicht mehr nur einen einzelnen Output.

Somit ist die abhängige Variable in Gleichung (8.48) der reziproke, zur Normierung der anderen Outputs herangezogene Output y_{Mj} und die unabhängigen Variablen die Inputs und die normalisierten Outputs⁶². Für die Schätzung der Distanzfunktion $D_O(x_j, \frac{y_j}{y_{Mj}}; \beta)$ ist eine entsprechend passende funktionale Form zu wählen, wie beispielsweise die Translog-Funktion. Der zweigeteilte Fehlerterm erfasst zufälliges Rauschen und die Ineffizienz wie bereits im Single-Output-Fall beschrieben. Somit können die zuvor erläuterten Prozeduren zur Bestimmung der Parameter β und u_j angewandt werden, wobei ein entsprechender Vorzeichenwechsel des Ineffizienzterms von $-u_j$ zu $+u_j$ zu beachten ist (KUMBHAKAR und LOVELL 2003).

Hyperbolische Distanzfunktionen $D_H(x_j, y_j; \beta)$ für den Multi-Input- und Multi-Output-Fall werden auf ähnliche Weise in ein schätzbares Modell transformiert. Hierzu gelten alle die bei der output-orientierten Distanzfunktionen getroffenen Annahmen, bis auf dass D_H nahezu homogen vom Grade minus Eins für Inputs und vom Grade plus Eins für Outputs nach $D_O(\eta^{-1}x_j, \eta y_j; \beta) = \eta D_O(x_j, y_j; \beta)$, $\eta > 0$ ist (vgl. FÄRE et al. 1985). Durch Implikation dieser Annahme mittels einer Normalisierung mit $\eta = 1/y_{Mj}$ ergibt sich folgendes Schätzmodell einer stochastischen hyperbolischen Distanzfunktion (CUESTA et al. 2005):

$$1/y_{Mj} = D_H\left(y_{Mj}x_j, \frac{y_j}{y_{Mj}}; \beta\right) * \exp(u_j - v_j). \quad (8.49)$$

Auch zur Schätzung von Modell (8.49) kann nach Auswahl einer geeigneten Funktionsform für die hyperbolische Distanzfunktion das oben beschriebene Verfahren zur Bestimmung der Parameter β und u_j unter Berücksichtigung des Vorzeichenwechsels im Ineffizienzterm u_j verwendet werden.

Schließlich erfolgt die Schätzung von input-orientierten Distanzfunktionen mit mehreren In- und Outputs nach ähnlichem Schema. Nach FÄRE und PRIMOT (1995) ist die input-orientierte Distanzfunktion nicht abnehmend und konkav in den Inputs sowie nicht zunehmend und quasikonvex in den Outputs. Ferner gilt, dass die Distanzfunktion in den Inputs homogen vom Grade Eins ist, sodass $D_I(\tau x_j, y_j; \beta) = \tau D_I(x_j, y_j; \beta)$, $\tau > 0$ (LOVELL et al. 1994). Demnach wird ein beliebiger Input zur Normalisierung herangezogen, $\tau = 1/x_{Ij}$, sodass die stochastische input-orientierte Distanzfunktion wie folgt geschätzt werden kann:

⁶² Da $y_{Mj}/y_{Mj} = 1$ in der rechten Seite der Gleichung (8.48) ist, entfällt dieser Term nach Logarithmieren der Gleichung (8.48) aus der rechten Seite der Gleichung. Ferner kann das Vorzeichen des Störterms v_j positiv oder negativ sein und ist entsprechend verschieden in der Literatur zu finden (vgl. COELLI et al. 2005, CUESTA et al. 2009).

$$1/x_{Ij} = D_I \left(\frac{x_j}{x_{Ij}}, y_j; \beta \right) * \exp(v_j - u_j). \quad (8.50)$$

Auch hier kann die zuvor beschriebene Prozedur zur Ermittlung der Parameter β und u_j nach Auswahl einer funktionalen Form angewendet werden. Im Gegensatz zu der outputorientierten und hyperbolischen Distanzfunktion bleibt in Gleichung (8.50) das Vorzeichen des Ineffizienzterms negativ. Die Interpretation der aus den Modellen (8.48)-(8.50) ermittelten Effizienzwerten erfolgt den entsprechenden Ausführungen in Kapitel 8.2.2.

Für statistische Tests über die richtige Wahl von Funktionsformen, das Skalenertragsverhalten⁶³ oder weitere Spezifizierungen des Modells eignet sich ein Likelihood-Ratio-Test (LR-Test). Die zu testenden Hypothesen werden hierbei als Restriktionen im Modell berücksichtigt (restringiertes Modell). Dem gegenüber steht das nicht restringierte Modell, das diese Restriktionen nicht beinhaltet. Der LR-Test setzt das Verhältnis des Likelihood-Wertes des restringierten Modells (L_r) zum Likelihood-Wert des nicht restringierten Modells (L_u) einer Chi-Quadrat-Verteilung wie folgt gegenüber (GREENE 2012):

$$LR = -2 \ln \left(\frac{L_r}{L_u} \right) \sim \chi^2(dF). \quad (8.51)$$

Die Zahl der Freiheitsgrade dF ermittelt sich hierbei aus der Differenz der zu schätzenden Parameter des restringierten und nicht restringierten Modells bzw. aus der Anzahl der Restriktionen. Nach Festlegung eines Signifikanzniveaus wird durch den Vergleich der empirischen Testgröße gegenüber der Prüfverteilung $\chi^2(dF)$ die Nullhypothesen abgelehnt, sobald $LR > \chi^2(dF)$.

⁶³ Konstante Skalenerträge werden in Abhängigkeit der gewählten Funktionsform durch Restriktionen des Vektors β erzwungen (vgl. COELLI et al. 2005).

Literaturverzeichnis

- ACZÉL, J. (1966): Lectures on functional equations and their applications. New York: Academic Press.
- AIGNER, D.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*. In: *Journal of Econometrics* 6 (1), 21–37.
- AIGNER, D. J.; CHU, S. F. (1968): On Estimating the Industry Production Function. In: *The American Economic Review* 58 (4), 826–839.
- BALK, B.M. (2001): Scale Efficiency and Productivity Change. In: *Journal of Productivity Analysis* 15 (3), 159–183.
- BANKER, R.D.; CHARNES, A.; COOPER, W.W. (1984): Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. In: *Management Science* 30 (9), 1078–1092.
- BANKER, R.D.; MOREY, R.C. (1986): Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs. In: *Operations Research* 34 (4), 513–521.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1988): Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. In: *Journal of Econometrics* 38 (3), 387–399.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (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.; CORRA, G.S. (1977): Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. In: *Australian Journal of Agricultural Economics* 21 (3), 169–179.
- BOGETOFT, P.; OTTO, L. (2011): *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. New York: Springer.
- CAMANHO, A.S.; DYSON, R.G. (2005): Cost efficiency measurement with price uncertainty: a DEA application to bank branch assessments. In: *European Journal of Operational Research* 161 (2), 432–446.
- CAVES, D.W.; CHRISTENSEN, L.R.; DIEWERT, W.E. (1982a): Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers. In: *The Economic Journal* 92 (365), 73–86.

- CAVES, D.W.; CHRISTENSEN L. R.; DIEWERT, W.R. (1982b): The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity. In: *Econometrica* 50 (6), 1393–1414.
- CHAMBERS, A.G.; CHUNG, Y.; FÄRE, R. (1996): Benefit and Distance Functions. In: *Journal of Economic Theory* 70 (2), 407–419.
- CHAMBERS, R.; CHUNG, Y.; FÄRE, R. (1998): Profit, Directional Distance Functions, and Nerlovian Efficiency. In: *Journal of Optimization Theory and Applications* 98 (2), 351–364.
- CHARNES, A.; COOPER, W.W.; RHODES, E. (1978): Measuring the efficiency of decision making units. In: *European Journal of Operational Research* 2 (6), 429–444.
- CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers. In: *The Review of Economics and Statistics* 55 (1), 28–45.
- COELLI, T.J., RAO, D.S., BATTESE, G.E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- COOK, W.D.; SEIFORD, L.M. (2009): Data envelopment analysis (DEA) – Thirty years on. In: *European Journal of Operational Research* 192 (1), 1–17.
- COOPER, W.W.; DENG, H.; HUANG, Z.; LI, S.X. (2002): Chance constrained programming approaches to technical efficiencies and inefficiencies in stochastic data envelopment analysis. In: *Journal of the Operational Research Society* 53 (12), 1347–1356.
- COOPER, W.W.; PARK, K.S.; PASTOR, J.T. (1999): RAM: A Range Adjusted Measure of Inefficiency for Use with Additive Models, and Relations to Other Models and Measures in DEA. In: *Journal of Productivity Analysis* 11 (1), 5–42.
- COOPER, W.W.; SEIFORD, L.M.; TONE, K. (2006): *Introduction to Data Envelopment Analysis and Its Uses*. New York: Springer.
- CUESTA, R.A.; LOVELL, C.K.; ZOFÍO, J.L. (2009): Environmental efficiency measurement with translog distance functions: A parametric approach. In: *Ecological Economics* 68 (8–9), 2232–2242.
- CUESTA, R.A.; ZOFÍO, J.L. (2005): Hyperbolic Efficiency and Parametric Distance Functions: With Application to Spanish Savings Banks. In: *Journal of Productivity Analysis* 24 (1), 31–48.

- DEBREU, G. (1951): The Coefficient of Resource Utilization. In: *Econometrica* 19 (3), 273–292.
- DEWERT, W.E.; WALES, T.J. (1987): Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions. In: *Econometrica* 55 (1), 43.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C. (1985): *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston/Dodrecht/Lancaster: Kluwer-Nijhof Publishing.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K. (1994a): *Production frontiers*. Cambridge, New York, NY, USA: Cambridge University Press.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA, C. (1989): Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: A nonparametric approach. In: *The Review of Economics and Statistics* 71 (1), 90–98.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NORRIS, M.; ZHANG, Z. (1994b): Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. In: *The American Economic Review* 84 (1), 66–83.
- FÄRE, R.; LOVELL, C. (1978): Measuring the technical efficiency of production. In: *Journal of Economic Theory* 19 (1), 150–162.
- FÄRE, R.; PRIMONT, D. (1995): *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*. Kluwer Academic Publishers, Boston/London/Dodrecht.
- FARRELL, M.J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency. In: *Journal of the Royal Statistical Society* 120 (3), 253–290.
- FRIED, H.; LOVELL, C.; SCHMIDT, S. (1993): *The Measurement of productive efficiency. Techniques and applications*. New York: Oxford University Press.
- GREENE, W.H. (2012): *Econometric analysis*. 7th ed. Boston: Prentice Hall.
- GRIFELL-TATJÉ, E.; LOVELL, C.A.K. (1999): A generalized Malmquist productivity index. In: *Top* 7 (1), 81–101.
- KOOPMANS, T. (1951): Analysis of production as an efficient combination of activities. In: T.C Koopmans (Ed.): *Activity analysis of production and allocation. Proceedings of a conference. Analysis of production as an efficient combination of activities*. New York: John Wiley & Sons, 33–97.

- KUMBHAKAR, S.; LOVELL, C.A.K. (2003): *Stochastic frontier analysis*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- KUMBHAKAR, S.C. (2002): Specification and Estimation of Production Risk, Risk Preferences and Technical Efficiency. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (1), 8–22.
- KUOSMANEN, T.; KORTELAJNEN, M. (2012): Stochastic non-smooth envelopment of data: semi-parametric frontier estimation subject to shape constraints. In: *Journal of Productivity Analysis* 38 (1), 11–28.
- LAND, K.C.; LOVELL, C.A.K.; THORE, S. (1993): Chance-constrained data envelopment analysis. In: *Managerial and Decision Economics* 14 (6), 541–554.
- LOVELL, C.A.K.; RICHARDSON, S.; TRAVERS, P.; WOOD, L. (1994): Resources and Functionings: A new View of Inequality in Australia. In: Wolfgang Eichhorn (Ed.): *Models and measurement of welfare and inequality*. Berlin, New York: Springer-Verlag, 787–807.
- MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. In: *International Economic Review* 18 (2), 435–444.
- OREA, L. (2002): Parametric Decomposition of a Generalized Malmquist Productivity Index. In: *Journal of Productivity Analysis* 18 (1), 5–22.
- RAY, S.C.; DESLI, E. (1997): Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment. In: *The American Economic Review* 87 (5), 1033–1039.
- SAAL, D.S.; PARKER, D.; WEYMAN-JONES, T. (2007): Determining the contribution of technical change, efficiency change and scale change to productivity growth in the privatized English and Welsh water and sewerage industry: 1985–2000. In: *Journal of Productivity Analysis* 28 (1-2), 127–139.
- SAUER, J. (2006): Economic Theory and Econometric Practice: Parametric Efficiency Analysis. In: *Empirical Economics* 31 (4), 1061–1087.
- SHEPARD, R. (1970): *Theory of Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press.

- SIMAR, L.; WILSON, P. (1998): Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. In: *Management Science* 44 (1), 49–61.
- SIMAR, L.; WILSON, P. (2000): Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of the Art. In: *Journal of Productivity Analysis* 13 (1), 49–78.
- VAN MEENSEL, J.; LAUWERS, L.; VAN HUYLENBROECK, G.; VAN PASSEL, S. (2010): Comparing frontier methods for economic–environmental trade-off analysis. In: *European Journal of Operational Research* 207 (2), 1027–1040.
- ZOFIO, J.L. (2007): Malmquist productivity index decompositions: a unifying framework. In: *Applied Economics* 39 (18), 2371–2387.

Lebenslauf von Patrick Wettemann

Persönliche Daten

Geburtsdatum: 16.02.1988
Geburtsort: Ellwangen (Jagst)
Staatsangehörigkeit: Deutsch

Schulausbildung

09/1994-08/1998 Grundschule Zöbingen
09/1998-08/2004 Peutingen Gymnasium Ellwangen (Jagst)
09/2004-08/2006 Staatliche Fachoberschule Triesdorf

Studium

10/2006-09/2010 Fachhochschule Weihenstephan-Triesdorf, Triesdorf
Studium der Landwirtschaft
Schwerpunkt: Agrarökonomie
Abschluss: Diplom-Agraringenieur (FH)
10/2010-04/2012 Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Studium der Agrarwissenschaften
Fachrichtung: Agrarökonomie
Abschluss: Master of Science

Tätigkeiten

05/2012-10/2015 Wissenschaftlicher Mitarbeiter
Institut für Agrarökonomie
Abteilung Landwirtschaftliche Betriebslehre und Produktionsökonomie
Professor Dr. Uwe Latacz-Lohmann
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
seit 10/2015 Referent für Agrarpolitik
Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, Berlin

Berlin, im November 2015

