

Tiedemann, Torben; Breustedt, Gunnar; Latacz-Lohmann, Uwe

Article

Risikoberücksichtigung in der nicht parametrischen Effizienzanalyse: Auswirkungen auf die Effizienzbewertung von deutschen Schweinemastbetrieben

German Journal of Agricultural Economics (GJAE)

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Tiedemann, Torben; Breustedt, Gunnar; Latacz-Lohmann, Uwe (2011) : Risikoberücksichtigung in der nicht parametrischen Effizienzanalyse: Auswirkungen auf die Effizienzbewertung von deutschen Schweinemastbetrieben, German Journal of Agricultural Economics (GJAE), ISSN 2191-4028, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 60, Iss. 4, pp. 215-229,
<https://doi.org/10.52825/gjae.v60i4.1847>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304848>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Risikoberücksichtigung in der nicht parametrischen Effizienzanalyse: Auswirkungen auf die Effizienzbewertung von deutschen Schweinemastbetrieben

Non-parametric Risk-adjusted Efficiency Measurement: An Application to Pig Fattening in Germany

Torben Tiedemann, Gunnar Breustedt* und Uwe Latacz-Lohmann
Christian-Albrechts-Universität Kiel (*) und Universität Göttingen

Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden zwei Modellansätze zur Integration von Risiko in die Data Envelopment Analyse (DEA) vorgestellt und exemplarisch auf ein balanciertes Panel von 278 unterschiedlich stark spezialisierten Schweinemastbetrieben angewendet. Beide Ansätze bilden das Risiko des Gesamtbetriebs in Form der Schwankungen des betrieblichen Gesamtdeckungsbeitrags ab und beziehen es direkt in die Bestimmung von effizienten Referenzbetrieben mit ein. Als Maß für die Outputschwankungen wird in beiden Modellen die Standardabweichung des Gesamtdeckungsbeitrags verwendet, es werden jedoch unterschiedliche Annahmen hinsichtlich der Korrelation der Outputschwankungen zwischen den Referenzbetrieben getroffen. Durch einen Vergleich der Ergebnisse mit denen eines Standard-DEA-Modells wird gezeigt, dass die Berücksichtigung von Risiko zu veränderten Effizienzbewertungen von landwirtschaftlichen Betrieben führen kann. Insbesondere erreichen viele stark diversifizierte Betriebe einen besseren Effizienzwert, wenn ihre Outputschwankungen explizit berücksichtigt werden.

Schlüsselwörter

Data-Envelopment-Analyse; Risiko; Schweinemast

Abstract

This paper presents two approaches to integrating risk into Data Envelopment Analysis (DEA). The risk-adjusted DEA models are applied to a balanced panel of 278 farms with alternative degrees of specialisation in pig fattening. Both models explicitly take account of output risk in determining efficient benchmarks. Output risk is measured and included in both models as standard deviation of total farm gross margin but different assumptions are formulated with respect to the correlation of the output among observations. Contrasting the results of the two risk-adjusted models

to those of the standard DEA model reveals significant differences in efficiency scores. The empirical results support the hypothesis that farms with a low degree of specialisation in particular achieve higher efficiency scores when output risk is explicitly accounted for.

Key Words

Data Envelopment Analysis; risk; pig fattening

1 Einleitung

Die Data Envelopment Analyse (DEA) ist ein nicht-parametrisches Verfahren, mit dem die Effizienz von wertschöpfenden Einheiten beurteilt und Optimierungspotenziale quantifiziert werden können. Diese auf linearer Programmierung basierende Methode wurde von CHARNES et al. (1978) in die Literatur eingeführt und hat sich in den vergangenen dreißig Jahren in der Wissenschaft als schlagkräftiger Ansatz zur Analyse der Leistungsfähigkeit in vielfältigen Gebieten (Industrie, öffentlicher Sektor, Landwirtschaft etc.) etabliert.

In der Effizienzanalyse bleibt allerdings in der Regel unberücksichtigt, dass Produktionsprozesse mit Risiken verbunden sind. Während die Inputeinsatzmengen für die Produktion i. d. R. genau geplant werden können, ist der Output bei vielen Produktionsaktivitäten mit Unsicherheit behaftet. Dies gilt insbesondere für die Landwirtschaft auf Grund von sich ändernden Wetterbedingungen oder Preisschwankungen. Der Begriff Risiko beschreibt in diesem Zusammenhang die Wahrscheinlichkeit, dass Abweichungen von der erwarteten Outputmenge auftreten (HARWOOD et al., 1999).

Risiko beeinflusst nicht nur die erzeugte Outputmenge eines Betriebes, sondern auch seine komplette Organisation. Dieser Sachverhalt spiegelt sich beispielsweise in unterschiedlicher Spezialisierung land-

wirtschaftlicher Betriebe wider. Ein risikoneutraler Unternehmer konzentriert seine Produktionsaktivitäten auf wenige, besonders profitable Betriebszweige, um durch die Spezialisierung positive Skaleneffekte nutzen zu können. Risikoaverse Landwirte streben bei gleicher Ressourcenausstattung hingegen – je nach Höhe ihrer Risikoaversion – gar nicht den maximalen Gewinn an, wenn sie mit einem niedrigeren Gewinn ihr Gewinnrisiko reduzieren können. Dies kann beispielsweise durch eine stärkere Diversifizierung der Produktion erreicht werden. Auf die Realisierung von Spezialisierungsvorteilen wird somit bewusst verzichtet, da durch geeignete Kombination unterschiedlicher Produktionsverfahren Verluste in einem Produktionsbereich durch Gewinne in einem anderen tendenziell ausgeglichen werden können (HARWOOD et al., 1999).

Die Bedeutung der Spezialisierung auf die mittels DEA ermittelten Effizienzwerte von landwirtschaftlichen Betrieben wird beispielsweise von BRÜMMER (2001), LATRUFFE et al. (2005), BREUSTEDT et al. (2006) sowie BOJNEC und LATRUFFE (2007) analysiert. Alle Studien mit Ausnahme von BRÜMMER (2001) zeigen, dass sich eine höhere Spezialisierung der Betriebe, vor allem im Bereich der tierischen Produktion, positiv auf die Effizienz auswirkt.

Jedoch werden durch die in diesen Arbeiten verwendete Standardformulierung der DEA Risikoaversion und Unterschiede in den Risikoeinstellungen der Betriebsleiter nicht berücksichtigt, sodass sich nach COELLI et al. (2005) verzerrte Effizienzwerte ergeben können. In der vorliegenden Analyse soll deshalb geklärt werden, wie stark sich Effizienzwerte ändern, wenn das Outputrisiko der landwirtschaftlichen Betriebe in der DEA berücksichtigt wird. Hierzu werden zwei Ansätze formuliert, die das Risiko der Betriebe auf Basis ihrer Outputschwankungen berücksichtigen. Die Ansätze werden auf eine Stichprobe von landwirtschaftlichen Betrieben angewendet, die sich unterschiedlich stark auf die Erzeugung von Mastschweinen spezialisiert haben. Wie die empirische Untersuchung von MEUWISSEN et al. (2001) belegt, haftet diesem Betriebszweig nach Ansicht der Landwirte vor allem infolge der stark volatilen Schweinefleischpreise und der Gefahr von Tierseuchen ein nicht zu vernachlässigendes Markt- und Produktionsrisiko an. Nach den theoretischen Überlegungen zu Spezialisierung und Diversifikation liegt die Hypothese nahe, dass vor allem Betriebe mit einem geringen Spezialisierungsgrad Effizienzwertsteigerungen erfahren würden, wenn das Outputrisiko in die Effizienzbewertung mit einfließt. Diese Hypothese gilt es im Rahmen der vorliegenden Analyse zu überprüfen.

Der Beitrag ist im Weiteren wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 wird zunächst ein Überblick über Ansätze zur Risikoberücksichtigung in der Effizienzanalyse gegeben. In Abschnitt 3 werden zwei Modellansätze zur Risikoberücksichtigung in der DEA vorgestellt. Sie werden anschließend in Abschnitt 4 auf ein balanciertes Panel von deutschen Schweinemastbetrieben angewendet, um die Veränderungen in den Ergebnissen gegenüber einer Standard-DEA genauer zu analysieren. Abschnitt 5 fasst die wesentlichen Ergebnisse der Analyse zusammen, diskutiert mögliche Kritikpunkte am gewählten Vorgehen und zeigt weiteren Forschungsbedarf auf.

2 Effizienzanalyse und Risikoberücksichtigung

O'DONNELL et al. (2010) haben jüngst erneut veranschaulicht, dass die Standardmodelle sowohl im Bereich der parametrischen Effizienzanalyse als auch bei nicht-parametrischen Modelle, wie DEA, in der Effizienzbewertung nicht berücksichtigen, dass Akteure ihre Produktionsentscheidungen in der Regel unter Unsicherheit treffen. Im Folgenden soll ein kurzer Überblick gegeben werden, welche Ansätze bisher angewandt worden sind, um Risiko in die Effizienzanalyse einzubeziehen.

Im Bereich der parametrischen Effizienzanalyse dominieren zwei Methoden zur Berücksichtigung von Unsicherheit. Die eine Gruppe basiert auf den Risiko-produktionsfunktionen von JUST und POPE (1978). Die Outputvariabilität wird hierbei durch latente Variablen im Fehler- und/oder Ineffizienzterm des Frontiermodells berücksichtigt. Anwendung findet dieser Ansatz beispielsweise bei BATTESE et al. (1997), KUMBHAKAR (2002), JAENICKE et al. (2003) sowie BOKUSHEVA und HOCKMANN (2006). Sowohl O'DONNELL und GRIFFITH (2006) als auch NAUGES et al. (2009) verwenden hingegen state contingent Produktionsfrontiers, um eine risikoreiche Produktionstechnologie in verschiedenen Umweltzuständen zu modellieren.

Für die DEA sind ebenfalls sehr unterschiedliche Ansätze zur Einbeziehung von Risiko in die Effizienzbewertung erarbeitet worden. So versuchen beispielsweise ELYSIANNI et al. (1994) und DHUNGANA et al. (2004) Unterschiede in den Effizienzwerten mit Hilfe von Risikokennzahlen bzw. Schätzern für die Risikoaversion durch eine, sich an die DEA anschließende Regressionsanalyse zu erklären. Wie SIMAR und WILSON (2007) jedoch zu bedenken geben, sind

die durch die DEA geschätzten Effizienzwerte nicht unabhängig voneinander. Somit können in einer zweiten Stufe durchgeführte Regressionsanalysen zu nicht-konsistenten Schätzergebnissen führen. Andere Untersuchungen, wie z. B. von BERG et al. (1992) oder CHANG (1999), beziehen branchenübliche Risikoindikatoren in Form von unerwünschten Outputs direkt in die DEA mit ein. Zu beachten ist in diesem Zusammenhang jedoch, dass es sich bei den Risikokennzahlen häufig um Indizes handelt. Deren Verwendung kann zu Problemen führen, wenn gleichzeitig Indexgrößen und absolut erfasste Größen als Variablen in der DEA verwendet werden (vgl. DYSON et al., 2001).

Eine weitere Gruppe von Analysen versucht, Risiko ebenfalls direkt in die DEA einzubinden, indem sie die Streuung der betrachteten Outputgrößen als zusätzliche Variable in die Effizienzanalyse integriert. Dieses Vorgehen geht grundsätzlich auf die von MARKOWITZ (1952, 1959) und TOBIN (1958) zur Portfoliooptimierung entwickelte Erwartungswert-Varianz-Analyse (EVA) zurück, deren Ziel die Ermittlung von effizienten Kombinationen zwischen der Höhe des Erwartungswertes einer Zielgröße und deren Varianz ist. Dieses Vorgehen wird in Abbildung 1 graphisch erläutert.

Der in Abbildung 1 dargestellte Punkt A – z. B. ein Portfolio von Wertpapieren oder ein landwirtschaftlicher Betrieb mit unterschiedlichen Betriebszweigen – spiegelt eine mögliche Kombination von erwartetem Output und Varianz des Outputs wider. Diese Kombination ist jedoch nicht als risikoeffizient zu bezeichnen, da bei gegebener Varianz ein höherer erwarteter Output (Übergang von A zu B) oder aber dasselbe erwartete Outputniveau mit geringerer Varianz (Übergang von A zu C) erreicht werden könnte.

Dieser von MARKOWITZ eingeführte EVA-Ansatz ist konsistent mit der Maximierung des erwarteten Nutzens, sofern vorausgesetzt werden kann, dass

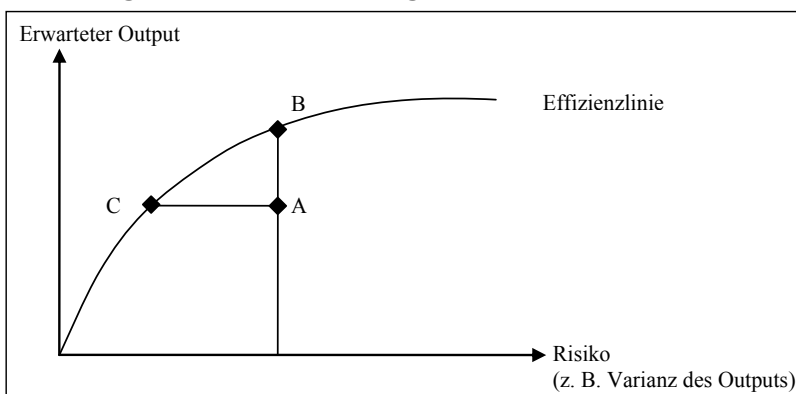
die Ausprägungen des Outputs einer gemeinsamen linearen Verteilungsklasse folgen (SINN, 1980; MEYER, 1987). Rationale Entscheidungsträger haben sich unter der Gültigkeit dieser Annahme folglich nur zwischen den Kombinationen von Erwartungswert und Varianz zu entscheiden, die auf der Effizienzlinie liegen.

Zu den ersten Studien, die auf diese Weise versuchen, Risiko in die DEA zu integrieren, zählen z. B. die Arbeiten von MURTHI et al. (1997), MCMULLEN und STRONG (1998), BASSO und FUNARI (2001), SENGUPTA und ZOHAR (2001) sowie WILKENS und ZHU (2001). Alle Autoren nutzen die DEA, um die relative Leistungsfähigkeit von Anlageportfolios zu bewerten. Als Risikomaß wird dabei die Standardabweichung der erwarteten Portfoliorendite verwendet, die als ein Inputfaktor neben anderen Einflussgrößen in die DEA aufgenommen wird. Wie JORO und NA (2006) jedoch anführen, hat das obige Vorgehen insbesondere in der Effizienzanalyse für Portfolios von Finanzmarktprodukten eine Schwäche. Durch die lineare Formulierung der Standard-DEA wird eine perfekte positive Korrelation zwischen den Schwankungen der Renditen der einzelnen Anlageportfolios unterstellt. Es wird daher der Diversifikationseffekt unterschlagen, der in der Regel auftritt, wenn zwei unterschiedliche Portfolios zu einem kombiniert würden. Dementsprechend werden die im Rahmen der DEA berechneten Renditeschwankungen der Referenzportfolios in den oben genannten Arbeiten überschätzt. Würde man hingegen die beobachteten Korrelationen zwischen den Untersuchungseinheiten berücksichtigen, könnten andere, genauso realistische Referenzeinheiten gebildet werden, die auf Grund des Diversifikationseffekts ein niedrigeres Risiko aufweisen würden. Für die Effizienzanalyse hätte dies zur Folge, dass es zu einer schärferen Auswahl von effizienten Finanzmarktportfolios kommen würde. Dieser

Punkt wird von MOREY und MOREY (1999) sowie JORO und NA (2006) aufgegriffen. Übertragen auf unsere Analyse, wird die Varianz-Kovarianz-Matrix der Outputwerte (zwischen den Betrieben) in eine Standard-DEA integriert.

Für eine Übertragung dieses Ansatzes auf landwirtschaftliche Betriebe muss natürlich berücksichtigt werden, dass die Höhe von Outputschwankungen im Gegensatz zur Einsatzmenge von normalen Inputs nicht vom Betriebsleiter *direkt* bestimmt wird. Vielmehr üben Betriebsleiter durch unterschiedliches

Abbildung 1. Risiko-Erwartungswert-Effizienzlinie



Quelle: eigene Darstellung

Risikomanagement (z. B. durch Impfungen gegen Tierseuchen oder durch den Abschluss von Verkaufskontrakten) *indirekt* Einfluss auf die Höhe der Outputschwankungen aus. Dennoch ist die Integration in Form eines „normalen“ Inputs in die DEA laut DREESMAN (2007) sinnvoll, solange sichergestellt ist, dass Unterschiede zwischen den Betrieben hinsichtlich exogener Risikoquellen explizit berücksichtigt werden. So sind beispielsweise unterschiedliche Boden-, Klima- und Reliefverhältnisse ursächlich für systematische Risikounterschiede zwischen Betrieben. Eine Nichtberücksichtigung solcher externer Einflussfaktoren, die nicht vom Betriebsleiter zu beeinflussen sind, würde zu einem Unterschätzen der Effizienz von Betrieben mit ungünstigen Umweltbedingungen führen. Dies würde dem eigentlichen Ziel einer Risikoeffizienzanalyse zuwider laufen – nämlich zu beurteilen, wie gut Betriebsleiter mit dem Risiko umgehen. Um die Vergleichbarkeit hinsichtlich externer Risikoquellen sicherzustellen, schlagen POST und SPRONK (1999) vor, zusätzliche nicht-diskretionäre Variablen in die DEA aufzunehmen, welche die natürliche Risikoexposition des Betriebes widerspiegeln.

Es bleibt die Frage, wie das zum Frontieroutput gehörende Risiko aus dem beobachteten Risiko der Benchmark-Betriebe berechnet werden sollte. Zum einen bietet sich der Ansatz von MURTHI et al. (1997) an, in dem eine perfekte Korrelation der Outputs unterschiedlicher Betrieben unterstellt wird. Dieses Vorgehen wird allerdings nicht den unterschiedlich diversifizierten Produktionsprogrammen der einzelnen Betriebe gerecht: Der Deckungsbeitrag eines Betriebes mit wenig Schweinemast und hoher Milchproduktion wird kaum perfekt mit dem Deckungsbeitrag eines hochspezialisierten Schweinemästers mit etwas Ackerbau korreliert sein. Alternativ könnte analog zu MOREY und MOREY (1999) die gemessene Korrelation zwischen den Betrieben in die Berechnung des Risikos des Frontieroutputs berücksichtigt werden. Diese beobachtete Korrelation zweier Betriebe kann allerdings davon beeinflusst sein, dass diese Betriebe an ganz unterschiedlichen Standorten (z. B. an der Nordsee und den Alpen) wirtschaften. Die Verwendung der beobachteten Korrelation zwischen Betrieben würde somit in der Risikoberechnung dazu führen, dass das Risiko des Frontieroutputs unterschätzt würde, weil dieser regionale Diversifikationseffekt kaum von einem einzigen landwirtschaftlichen Betrieb erreicht werden könnte. Da keiner der beiden Ansätze eindeutig vorzuziehen ist, wenden wir beide Ansätze an, um für jeden Betrieb den Rahmen für eine Effizienzbewertung unter Risiko abzustecken.

3 Methodik

Im Folgenden werden zwei Erweiterungen zur Integration von Risiko in die DEA vorgestellt. Die Modelle basieren auf der Standardformulierung für eine output-orientierte DEA unter Annahme von variablen Skalenerträgen (vgl. COELLI et al., 2005). Zur Integration von Risiko wird an der Unsicherheit der Outputwerte der zu analysierenden Betriebe angesetzt. Zur Berechnung des gesamtbetrieblichen Outputs werden die unterschiedlichen Betriebszweige des Betriebs monetär aggregiert. Es wird weiterhin davon ausgegangen, dass sich die Risiken der Betriebe (z. B. Produktions- oder Marktrisiko) sowie der Erfolg von Risikomanagementstrategien in der Höhe der Schwankungen dieses aggregierten Outputs widerspiegeln. Diese Schwankungen werden als ein unerwünschter Output der wirtschaftlichen Tätigkeit aufgefasst und sollen nach Möglichkeit reduziert werden. In Anlehnung an SCHEEL (2001) werden sie deshalb in Form eines zusätzlichen Inputs in die DEA eingebunden. Durch diese zusätzliche Restriktion wird sichergestellt, dass die Outputschwankungen der konstruierten Referenzeinheit auf der Frontier maximal genauso groß sind wie die, die für den zu analysierenden Betrieb tatsächlich beobachtet wurden. Dieser Ansatz ist ähnlich dem Vorgehen von MUBHOFF und HIRSCHAUER (2007), die ebenfalls die beobachteten Outputschwankungen als Obergrenze in ihren einzelbetrieblichen Optimierungsproblemen unter Risikoberücksichtigung verwenden.

In Anlehnung an z. B. MURTHI et al. (1997) ergibt sich unter Verwendung der Standardabweichung als Schwankungsmaß die nachfolgende Erweiterung des Standard-DEA-Modells:

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & \text{Max}_{\varphi, \lambda} \quad \varphi \\
 & \text{s.t.} \quad \sum_i^n \lambda_i E[y_i] \geq \varphi E[y_A] \\
 & \quad \sum_i^n \lambda_i E[x_{qi}] \leq E[x_{qA}] \quad (\text{für } q = 1, \dots, v) \\
 & \quad \sum_i^n \lambda_i z_{ri} \leq z_{rA} \quad (\text{für } r = 1, \dots, w) \\
 & \quad \sum_i^n \lambda_i = 1 \\
 & \quad \lambda_i \geq 0 \quad (\text{für } i = 1, \dots, n) \\
 & \quad \sum_i^n \lambda_i \sigma_{yi} \leq \sigma_{yA}
 \end{aligned}$$

Wie im Standard-Modell der output-orientierten DEA wird angestrebt, dass maximale Outputsteigerungspotenzial φ für einen Betrieb A unter gegebener Ressourcenausstattung zu ermitteln. Der maximal mögliche Output $\varphi E[y_A]$ wird aus der Linearkombination der Outputs aller analysierten Betriebe $\sum_i^n \lambda_i E[y_i]$ abgeleitet, wobei der Gewichtungsfaktor λ_i die Bedeutung des einzelnen Betriebs i für die Konstruktion des Outputs der Referenzeinheit beschreibt. Über die zweite Nebenbedingung wird sichergestellt, dass die konstruierte Referenzeinheit nicht mehr Inputs einsetzt, als der analysierte Betrieb. Des Weiteren kann über die Aufnahme von zusätzlichen, nicht-diskretionären Variablen z_r sichergestellt werden, dass die konstruierte Referenzeinheit auch hinsichtlich externer Risikoquellen vergleichbar ist¹. Hierzu zählt beispielsweise die natürliche Bodenqualität, die die Ertragsvariabilität im Ackerbau beeinflussen kann. Unterschiede zum Standardmodell bestehen lediglich in zwei Eigenschaften:

1. Durch die Nebenbedingung in der letzten Zeile wird sichergestellt, dass die Standardabweichung des Outputs der konstruierten Referenzeinheit $\sum_i^n \lambda_i \sigma_{yi}$ nicht größer sein darf als die beobachtete Standardabweichung σ_{yA} des zu analysierenden Betriebs. Implizit wird hier angenommen, dass eine perfekte positive Korrelation der Outputschwankungen ($\rho_{yi,yj} = 1$) zwischen allen Betrieben vorliegt.
2. Anstelle der tatsächlichen Input- und Outputausprägungen werden deren Erwartungswerte verwendet. Die erwartete Outputhöhe der konstruierten Referenzeinheit entspricht dabei der Linearkombination der betriebsindividuellen Erwartungswerte $E[y_i]$ der Benchmarks.

Die Erwartungswerte werden wie die Standardabweichung aus den historischen Input- und Outputbeobachtungen eines Betriebes berechnet (vgl. für die DEA RUGGIERO, 2004). Gegebenenfalls sind die Daten jedoch vorher um systematische Veränderungen (beispielsweise Inflation) zu bereinigen. Dieses Vorgehen

ist sinnvoll, sofern sichergestellt wird, dass es über den Beobachtungszeitraum hinweg keine starken Veränderungen im Inputeinsatz der Betriebe gegeben hat. Wenn Betriebe hingegen im Beobachtungszeitraum ein starkes Wachstum (z. B. Verdoppelung der Schweinemastplätze) erfahren haben, verändern sich auch die erwartete Outputhöhe und deren Schwankungen. Die auf Vergangenheitsdaten beruhenden Schätzer für Erwartungswerte und Schwankungsmaße der Outputs wären in diesem Fall wahrscheinlich zu niedrig und somit systematisch verzerrt.

Im Literaturkapitel wurde bereits die in (1) getroffene Annahme kritisiert, dass eine perfekte Korrelation zwischen Outputschwankungen der Referenzeinheiten unterstellt wird. Zusätzlich soll daher ein DEA-Modell angewendet werden, in dem anstelle einer perfekten Korrelation die beobachtete Korrelation zwischen den Referenzeinheiten $\rho_{yi,yj}$ verwendet wird. In Anlehnung an MOREY und MOREY (1999) und JORO und NA (2006) ändert sich die Risikonebenbedingung in (1) zu

$$(2) \quad \sum_i^n \lambda_i^2 \sigma_{yi}^2 + 2 \sum_i^n \sum_{j < i}^n \lambda_i \lambda_j \sigma_{yi} \sigma_{yj} \rho_{yi,yj} \leq \sigma_{yA}^2$$

Diese Nebenbedingung stellt sicher, dass die Varianz des Outputs der konstruierten Referenzeinheit (linke Seite von (2)) nicht größer sein darf als die beobachtete Varianz σ_{yA}^2 des zu analysierenden Betriebs. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Referenzeinheiten ist hier im Gegensatz zu (1) nicht gleich eins, sondern ergibt sich aus den beobachteten Zeitreihen des Outputs. Da die Nebenbedingung nichtlinear ist, müssen auch nicht lineare Lösungsverfahren angewendet werden.

Mit den beiden vorgeschlagenen Modellen unter Annahme einer perfekt positiven Korrelation (1) und unter Einbeziehung der beobachteten Korrelation (2) kann also die Effizienz unter Berücksichtigung von Risiko berechnet werden. Die Effizienzwerte können nicht niedriger sein als in der Standard-DEA, da der Output der Referenzeinheit unter stärkeren Restriktionen berechnet wird als in der Standard-DEA. Da die Risikorestriktion (2) mehr Auswahl bei der Bestimmung der Benchmark-Betriebe lässt als in (1), kann der Effizienzwert nach Modell (2) nicht höher sein als unter (1). Damit berechnet Modell (1) eine Obergrenze für den Effizienzwert eines Betriebes und Modell (2) berechnet eine Untergrenze.

Die Anwendbarkeit der beiden vorgestellten Modelle wird im Folgenden anhand eines Datensatzes von unterschiedlich stark spezialisierten Betrieben

¹ Die dargestellte Formulierung stellt lediglich eine mögliche Form zur Berücksichtigung von nicht-diskretionären Variablen dar. Einen ausführlichen Überblick über unterschiedliche Ansätze zur Berücksichtigung von exogenen Faktoren ist beispielsweise bei COELLI et al. (2005) zu finden.

überprüft. Für diese Anwendung bietet sich eine output-orientierte Effizienzmessung an, da einige Produktionsfaktoren (z. B. Familienarbeitskräfte und Stallplätze) in der Regel schwer anzupassen sind und folglich als gegeben betrachtet werden müssen. Wenn der Untersuchungsgegenstand dies erfordert, könnten die Modelle jedoch auch umformuliert werden, um die Effizienz input-orientiert zu messen.

4 Empirische Anwendung

4.1 Datenbeschreibung

Beide erweiterten DEA-Modelle werden auf einen Datensatz von landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetrieben angewendet, die sich in unterschiedlichem Umfang auf die Schweinemast spezialisiert haben. Die betriebspezifischen Daten sind Jahresabschlüssen landwirtschaftlicher Betriebe entnommen, die dankenswerter Weise von der LAND-DATA GmbH zur Verfügung gestellt wurden. Aus diesem Datenpool konnte für die Wirtschaftsjahre 2001/2002 bis 2005/2006 ein nicht-repräsentatives, balanciertes Panel von insgesamt 278 Betrieben aus den alten Bundesländern gewonnen werden. Etwa die Hälfte der analysierten Betriebe ist im Westen von Deutschland (Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz) lokalisiert, während die andere Hälfte zu gleichen Teilen aus Nord- und Süddeutschland stammt. Bei der Auswahl dieser Betriebe wurde darauf geachtet, dass diese keine großen Veränderungen im Inputeinsatz (max. $\pm 15\%$ vom Mittelwert) über den Untersuchungszeitraum vorgenommen haben. Diese Einschränkung ist getroffen worden, um zu gewährleisten, dass die in den Modellen verwendeten Mittelwerte für Outputs und Inputs möglichst gute Schätzer für die erwarteten Output- und Inputmengen sind. Des Weiteren wurde ein durchschnittlicher Erlösanteil (über die fünf Beobachtungsjahre) aus dem Verkauf von Mastschweinen am Markterlös der landwirtschaftlichen Produktion von mindestens einem Drittel vorausgesetzt.

Die vorliegende Analyse verfolgt das Ziel, das erwartete Outputsteigerungspotenzial der Betriebe unter Berücksichtigung von Risiko zu ermitteln. Aus diesem Grund werden lediglich die Produktionsfaktoren Land, Arbeit und eingesetztes Kapital berücksichtigt, die im Gegensatz zu variablen Inputs (z. B. Futter) nicht kurzfristig angepasst werden können. Für jede dieser drei Größen wird der jeweilige Mittelwert über den Beobachtungszeitraum als Schätzer für den Inputeinsatz verwendet. Die Variable Land umfasst dabei sowohl betriebseigene als auch gepachtete Flä-

chen. Der Arbeitseinsatz wird in Vollzeitarbeitskräften pro Jahr gemessen und stellt die Summe aller im Betrieb beschäftigten Arbeitskräften dar. Der Kapitaleinsatz der Betriebe wird monetär in Form der jährlichen Abschreibungen für Maschinen- und Gebäude sowie den Reparaturaufwendungen für letztgenannte erfasst. Zusätzlich ist zu berücksichtigen, dass die Bodenqualität entscheidenden Einfluss auf die Höhe und die Schwankungen der erzielbaren Erträge im Ackerbau der Untersuchungsbetriebe nimmt. Dieser Tatsache wird im Rahmen der vorliegenden Analyse dadurch Rechnung getragen, dass die durchschnittliche Ertragsmesszahl (EMZ) pro Hektar (ha) als zusätzliche, nicht-diskretionäre Variable in das Modell aufgenommen wird. Die Integration dieser nicht-diskretionären Variable erfolgt auf der Inputseite der DEA, wodurch sichergestellt wird, dass die durch die DEA konstruierten Referenzeinheiten auf vergleichbaren Standorten bzw. auf Standorten schlechterer Qualität wirtschaften.

Auf der Outputseite der DEA wird nur der erwartete, jährliche Gesamtdeckungsbeitrag² (GDB) des Betriebs berücksichtigt. Dieser stellt als Differenz aus Betriebsertrag und variablen Kosten (ohne jegliche Arbeitskosten) eine Erfolgsgröße der laufenden Geschäftstätigkeit dar. Für seine Berechnung wurde der Mittelwert über die inflationsbereinigten Gesamtdeckungsbeiträge der einzelnen Untersuchungsperioden gebildet. Um Preisschwankungen als mögliche Risikoquelle explizit zu berücksichtigen, wurde abweichend von COELLI et al. (2005) lediglich der Verbraucherpreisindex verwendet, um die Inflation über den Untersuchungszeitraum mit einzubeziehen.³ Als Risikomaß wird die Standardabweichung des inflationsbereinigten Gesamtdeckungsbeitrags herangezogen. Diese wird, wie eingangs erwähnt, unter Berücksichtigung der gemachten Annahmen zur Korrelation als zusätzlicher Input in die beiden erweiterten Modelle zur Effizienzanalyse integriert.

Aus Tabelle 1 ist zu entnehmen, dass die durchschnittlich bewirtschaftete Fläche der analysierten Betriebe über den Beobachtungszeitraum ca. 71 ha

² Auch wenn der Begriff des Gesamtdeckungsbeitrags eigentlich aus der Planungsrechnung stammt, verwenden wir ihn hier für eine vergangenheitsbezogene Rechnung, da er am anschaulichsten die unserer Meinung nach relevante Erfolgsgröße für unsere Analyse beschreibt.

³ Das von COELLI et al. (2005) vorgeschlagene Vorgehen zur Inflationsbereinigung mit produktspezifischen Preisindizes hätte hingegen zur Bewertung der Outputmengen unter der Annahme von konstanten Preisen über den Beobachtungszeitraum geführt.

Tabelle 1. Deskriptive Statistik der Untersuchungsbetriebe
(jährliche Durchschnittswerte; n = 278)

		Mittelwert	Standardabw.	Minimum	Maximum
Für alle Betriebe des Datensamples:					
Gesamtdeckungsbeitrag	€	96 718	51 221	11 681	371 971
Boden	ha	70,9	42,8	16,4	407,8
Arbeit	AK	1,58	0,49	0,65	3,44
Abschreibung	€	29 728	15 913	3 132	107 304
Ertragsmesszahl	EMZ/ha	3 802	1 139	1 500	7 730
Für individuelle Betriebe im Zeitablauf:					
Standardabw. GDB	€	18 344	11 230	1 139	71 313

Quelle: eigene Berechnungen

beträgt. Im Vergleich zur durchschnittlichen Betriebsgröße aller landwirtschaftlichen Betriebe in Deutschland von 46 ha (BMELV, 2006) verfügen die untersuchten Betriebe im Mittel ungefähr um die 1,5-fache Fläche. Der Arbeitskräfteeinsatz ist hingegen nahezu identisch, denn er liegt mit 1,58 AK nur geringfügig über dem deutschen Durchschnittswert von 1,52 Vollzeitbeschäftigten pro Betrieb. Den Kapitaleinsatz messen wir als Summe aus den jährlichen Abschreibung und Kosten für Gebäudeunterhaltung. Dieser Betrag liegt in einem Intervall von ca. 3 000 € bis 107 000 €. Hinsichtlich der Bodenqualität sind ebenfalls deutliche Unterschiede zwischen den Betrieben festzustellen. Die Spannweite reicht von sehr leichten Böden mit lediglich 1 500 EMZ pro ha bis hin zu Standorten mit ungefähr 7 700 EMZ pro ha.

Insgesamt wird im Mittel über alle Betriebe ein erwarteter Gesamtdeckungsbeitrag von ca. 97 000 € pro Jahr erwirtschaftet, der jedoch mit über 360 000 € eine enorme Spannweite zwischen den Betrieben aufweist. Für die einzelnen Betriebe sind dabei Standardabweichungen des Gesamtdeckungsbeitrags von ca. 1 000 € bis 71 000 € festzustellen.

Der Verkauf von Mastschweinen spielt für die zu analysierenden Betriebe eine unterschiedlich große Rolle. Verglichen mit anderen Untersuchungen (LATRUFFE et al., 2005; BREUSTEDT et al., 2006) weist der Anteil der vorrangig untersuchten Produktionstätigkeit am Gesamterlös mit 33 % bis 100 % eine deutlich höhere Schwankungsbreite auf. Aus diesem Grund erscheint die Verwendung des Erlösanteils aus Mastschweinerzeugung in diesem Fall kein geeignetes Maß für die Spezialisierung der Betriebe zu sein, da er keine Aussage über den Grad der Diversifikation des gesamten Betriebs erlaubt. Andernfalls würden Betriebe mit einem Drittel der Erlöse aus Mastschweinen und zwei Dritteln aus Ackerbau mit Betrieben, die ihren Erlös zu einem Drittel aus Mast-

schweinehaltung und die übrigen zwei Drittel aus Ackerbau, Milchvieh und Rindermast erzielen, auf eine Stufe gestellt. Deshalb wird analog zu BRÜMMER (2001) als alternatives Maß der durchschnittlichen Herfindahl-Index (HI) über die jährlichen Erlösanteile verwendet, um die eingangs aufgestellte Hypothese

bezüglich der Spezialisierung zu überprüfen. Der HI errechnet sich als Summe der quadrierten Erlösanteile von dreizehn Produktionsaktivitäten (u. a. Schweinemast, Sauenhaltung, Ackerbau, Milchvieh, Rindermast) am gesamten Erlös der landwirtschaftlichen Produktion. Er ist umso größer, je höher die Spezialisierung des Betriebs ist und gleich eins, wenn der Gesamterlös lediglich aus einem Betriebszweig (in diesem Fall Schweinemast) erzielt wird. Anhand des durchschnittlichen HI wird das Panel in sieben Spezialisierungsklassen unterteilt. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Verteilung der Betriebe auf die einzelnen Klassen.

Tabelle 2. Aufteilung der Betriebe auf die Spezialisierungsklassen

Spezialisierungsklasse	Anzahl Betriebe	Anteil
$0 < HI \leq 0,4$	40	14%
$0,4 < HI \leq 0,5$	52	19%
$0,5 < HI \leq 0,6$	58	21%
$0,6 < HI \leq 0,7$	37	13%
$0,7 < HI \leq 0,8$	32	12%
$0,8 < HI \leq 0,9$	33	12%
$0,9 < HI \leq 1,0$	26	9%

Quelle: eigene Berechnungen

Wie aus Tabelle 2 zu erkennen ist, weisen die meisten Betriebe einen HI um 0,5 auf. Lediglich 9 % der Betriebe konzentrieren sich fast ausschließlich auf die Schweinemast. Eine Varianzanalyse zeigt jedoch, dass zwischen den sieben Gruppen keine signifikanten Unterschiede in den In- und Outputwerten sowie in der Faktorintensitäten vorliegen (siehe Anhang). Hieraus ist zu schlussfolgern, dass die Betriebe unabhängig von ihrem Spezialisierungsgrad relativ gleichmäßig über den Technologieraum verteilt sind.

4.2 Ergebnisse

Um zu klären, welche Veränderungen sich durch die Risikoberücksichtigung bei der Auswahl der passenden Benchmarks und der daraus resultierenden Effizienzbewertung ergeben, werden in einem ersten Schritt die Ergebnisse der erweiterten DEA-Modelle unter der Annahme von perfekter Korrelation der Outputschwankungen (1) und unter Einbeziehung der beobachteten Korrelation (2) mit denen des Standard-DEA-Modells verglichen. Zu diesem Zweck werden auch in der Standard-DEA die kalkulierten Erwartungswerte der In- und Outputs verwendet, um die Vergleichbarkeit der Modelle sicherzustellen. Abschließend wird der Zusammenhang zwischen Outputschwankungen und betrieblichem Spezialisierungsgrad überprüft.

Auf Basis der DEA-Ergebnisse ohne Beachtung des Produktionsrisikos werden insgesamt 38 der 278 untersuchten Betriebe (14 %) als effizient klassifiziert. Abbildung 2 veranschaulicht die Verteilung der Effizienzwerte (e). Der durchschnittliche Effizienzwert der analysierten Betriebe liegt bei 69 %. Der schlechteste Betrieb weist einen Effizienzwert von 25 % auf, woraus zu schlussfolgern ist, dass er seinen Output bei konstantem Einsatz aller Inputfaktoren vervierfachen könnte.

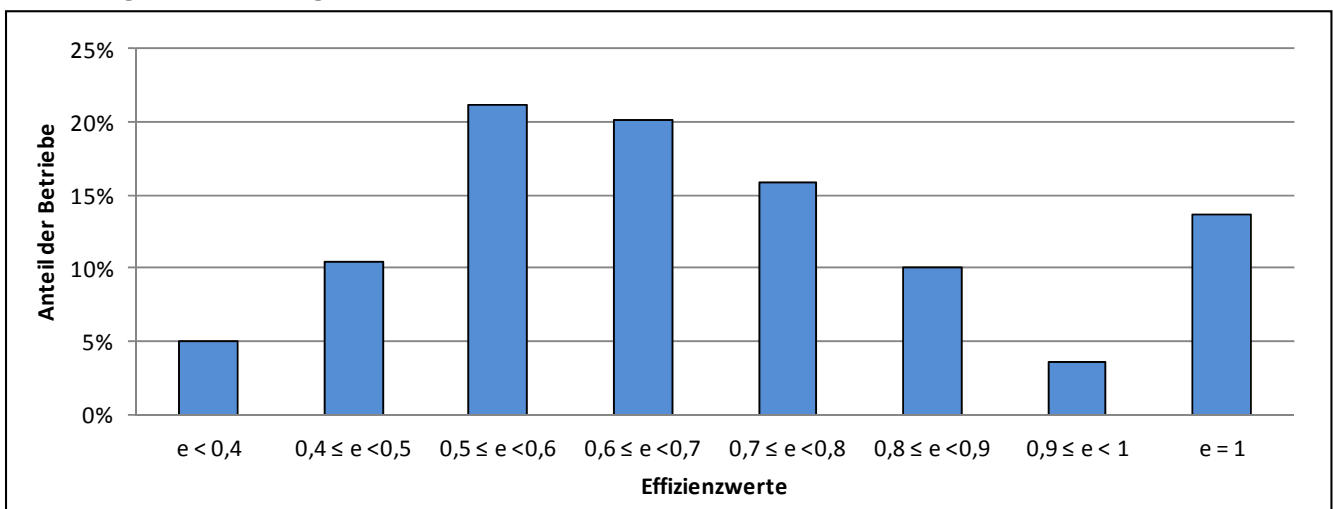
Eine Gegenüberstellung mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen zur Effizienz von Schweinemastbetrieben zeigt Unterschiede in den ermittelten Effizienzwerten. Der hier ermittelte durchschnittliche Effizienzwert liegt rund 15 Prozentpunkte unter dem Wert, den GALANOPOULOS et al. (2006) für 80 Schweinemastbetriebe in Griechenland schätzen. Die von ihnen untersuchten Betriebe sind dementspre-

chend deutlich dichter an der für sie ermittelten Frontier lokalisiert. SHARMA et al. (1997) kommen in ihrer Analyse für 60 Schweineproduzenten auf Hawaii hingegen zu einem durchschnittlichen Effizienzwert, dessen Größenordnung mit der vorliegenden Analyse übereinstimmt. Die Spannweite der von ihnen kalkulierten Effizienzwerte ist jedoch größer als im vorliegenden Fall, da der schlechteste Betrieb einen Effizienzwert von lediglich 13 % aufweist.

Zu beachten ist, dass die Ergebnisse verschiedener DEA Studien nur eingeschränkt vergleichbar sind. So messen SHARMA et al. den Output der Schweineproduktion physisch, während GALANOPOULOS et al. ihn monetär bestimmen. Auf der Inputseite werden in beiden Studien im Vergleich zu dieser Anwendung zwei zusätzliche Faktoren (Futter und sonstige variable Kosten) berücksichtigt. Eine Einbindung der natürlichen Standortgegebenheiten, wie sie im vorliegenden Fall durch die EMZ erfolgt, unterbleibt hingegen. Die im Vergleich zu dieser Analyse größere Zahl an berücksichtigten Inputs sowie die geringere Anzahl an analysierten Betrieben stellen mögliche Erklärungsgründe für die im Durchschnitt höheren Effizienzwerte in der Untersuchung von GALANOPOULOS et al. dar (vgl. COELLI et al., 2005).

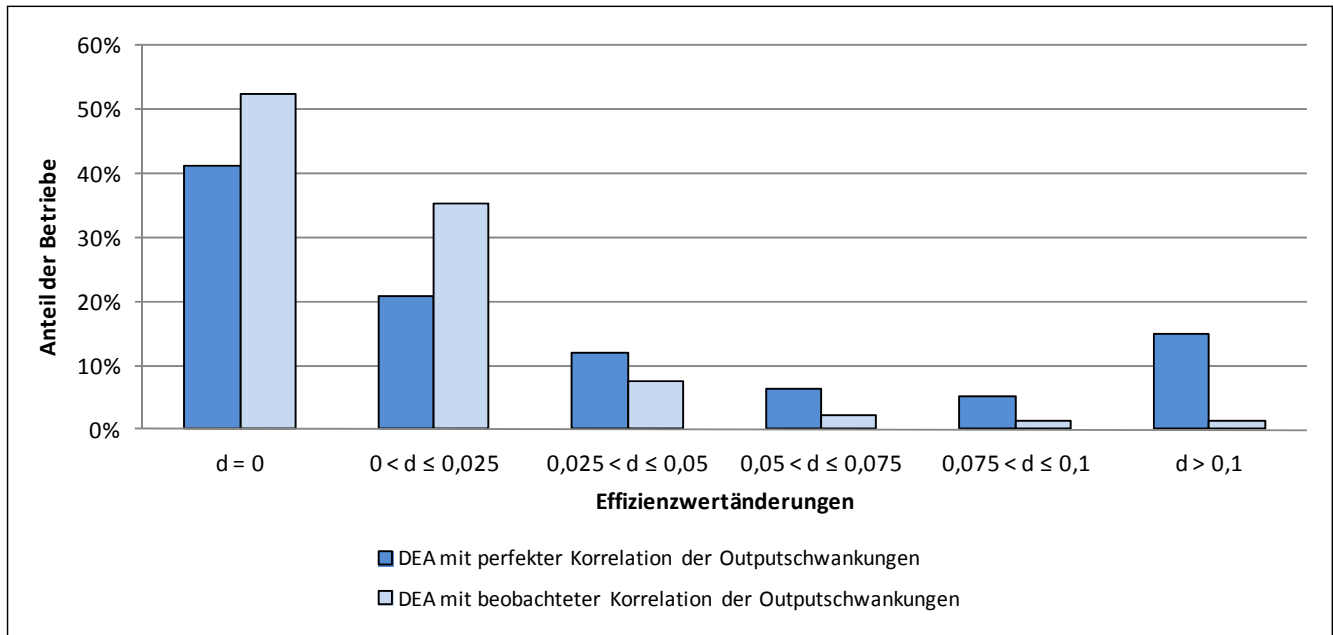
Die Integration der Outputschwankungen in die Effizienzanalyse führt in beiden Modellen für viele der analysierten Betriebe zu einer Erhöhung der Effizienzwerte, da sich unter Berücksichtigung der beobachteten Standardabweichung des Outputs das mögliche Outputsteigerungspotenzial dieser Betriebe reduziert. Bei Verwendung der beobachteten Korrelation zwischen den Outputs der Betriebe erfahren ca. 48 % der analysierten Betriebe Effizienzwertsteige-

Abbildung 2. Verteilung der Effizienzwerte in der Standard-DEA



Quelle: eigene Darstellung

Abbildung 3. Veränderung der Effizienzwerte durch die zusätzliche Berücksichtigung der Outputschwankungen



Quelle: eigene Darstellung

rungen, während sich dieser Anteil unter Annahme einer perfekten Korrelation auf 59 % erhöht. Die Anzahl an effizienten Betrieben steigt dabei unter Verwendung der beobachteten Korrelation auf 39 bzw. unter der Annahme einer perfekten Korrelation auf 52 Betriebe an. Abbildung 3 verdeutlicht die Größenordnung der entsprechenden Veränderungen in den Effizienzwerten.

Wie aus Abbildung 3 ersichtlich wird, erfährt ein Großteil der analysierten Betriebe keine Veränderung im Effizienzwert. Für diese Betriebe ist die zusätzlich eingeführte Risikorestriktion nicht bindend. Zu beachten ist jedoch, dass zu dieser Gruppe auch jene Betriebe zählen, die im Standard-Modell als vollkommen effizient eingestuft worden sind. Diese werden natürlich auch in den erweiterten DEA-Modellen als effizient klassifiziert. Für die anderen Betriebe weichen die mit der beobachteten Korrelation ermittelten Ergebnisse relativ geringfügig von den Ergebnissen der Standard-DEA ab. Lediglich bei jedem achten Betrieb ergeben sich Effizienzwertsteigerungen von mehr als 2,5 Prozentpunkten.

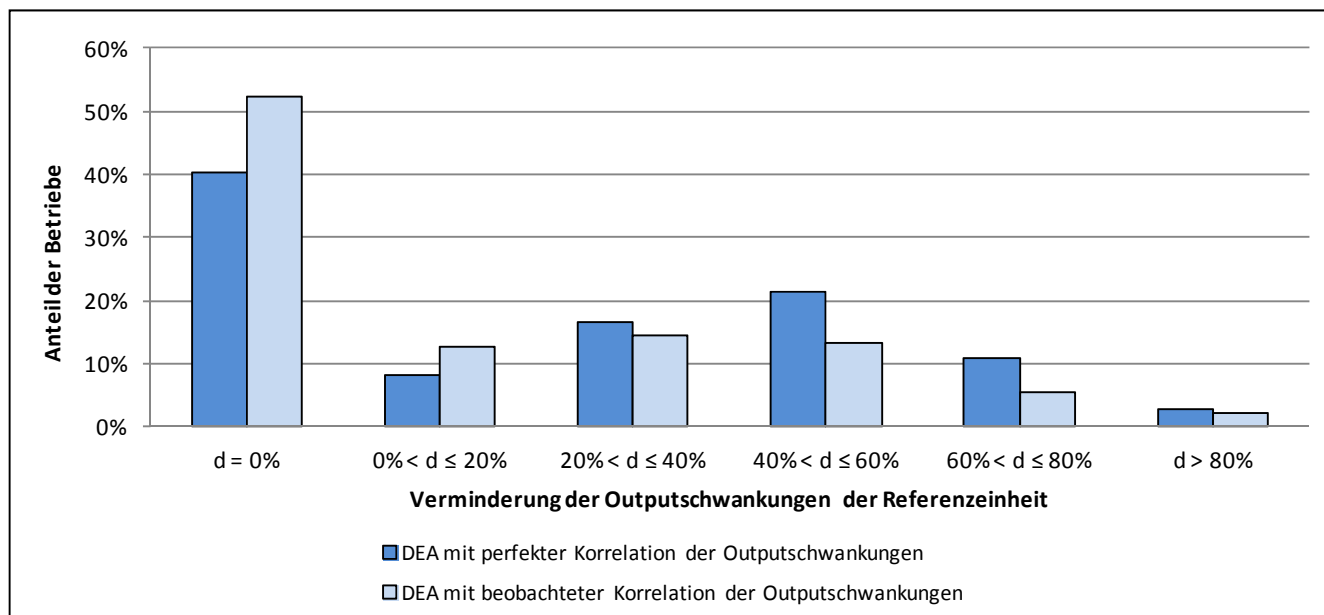
Unter Annahme einer perfekten Korrelation der Outputschwankungen sind hingegen deutliche Effizienzwertsteigerungen im analysierten Sample festzustellen. Nahezu 15% der Betriebe erreichen einen Effizienzwert, der um mehr als 10 Prozentpunkte gegenüber der Standard-DEA ansteigt. Im Durchschnitt über die von der Risikorestriktion betroffenen Betriebe steigen die Effizienzwerte beim Modell mit beo-

bachteter Korrelation um 2,5 Prozentpunkte, unter Annahme perfekter Korrelation erhöhen sie sich im Mittel um 8,6 Prozentpunkte. Die Effizienzwertänderungen gegenüber der Standard-DEA erreichen dabei im Modell mit beobachteter Korrelation eine maximale Größenordnung von ca. 41 Prozentpunkten und unter Annahme perfekter Korrelation von 66 Prozentpunkten.

Hervorgerufen werden die beschriebenen Effizienzwertänderungen dadurch, dass der für die Effizienzbewertung konstruierte Referenzbetrieb auch hinsichtlich der Schwankungen des Outputs (gemessen als Gesamtdeckungsbeitrag) vergleichbar sein soll. Gegenüber der Standard-DEA führt diese Anforderung zu deutlichen Reduktionen der Standardabweichungen der Referenzeinheiten, die in Abbildung 4 grafisch veranschaulicht werden.

Für einen Großteil der Betriebe ist – wie bereits erwähnt – die zusätzliche Risikorestriktion nicht bindend. Für sie werden in den beiden erweiterten Modellen daher auch dieselben Benchmarks herangezogen wie im Standardmodell. Für die übrigen Betriebe führt die Berücksichtigung der Outputschwankungen in beiden Modellen dazu, dass eine andere konstruierte Referenzeinheit für die Effizienzbewertung eingesetzt wird. Dies geht mit einer Reduktion der Standardabweichungen der konstruierten Referenzeinheiten um durchschnittlich 36% bei Verwendung der beobachteten Korrelation und 48 % bei Annahme von perfekter Korrelation einher.

Abbildung 4. Reduktion der Outputschwankungen der Referenzeinheiten im Vergleich zur Standard-DEA

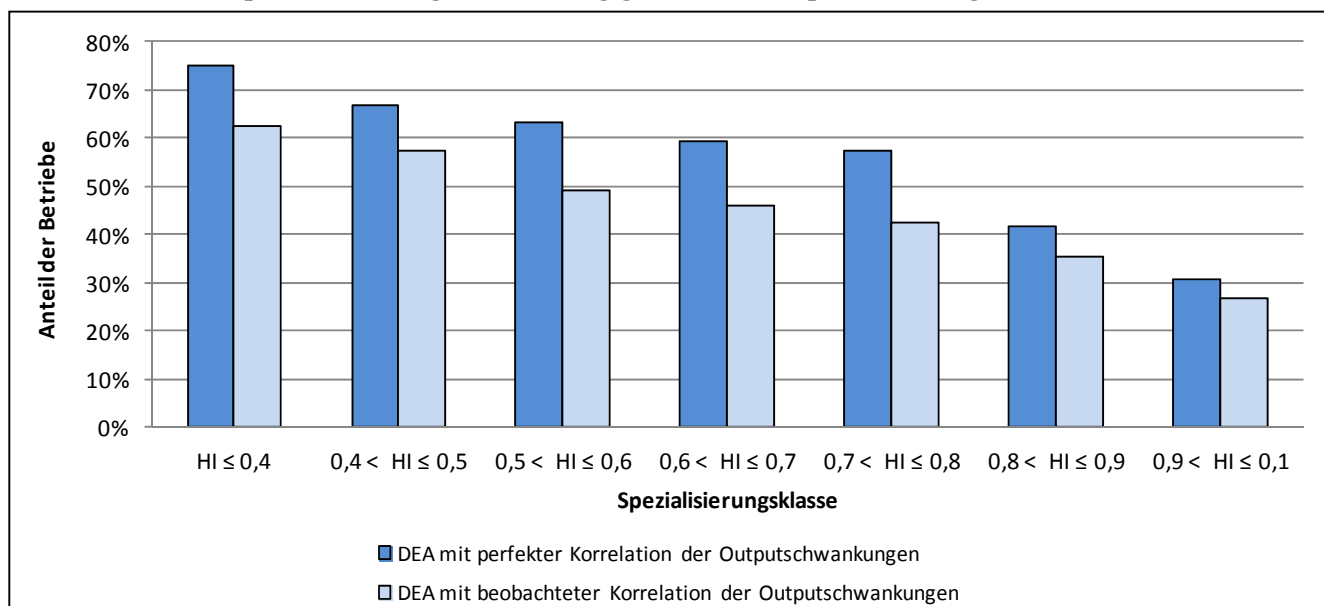


Quelle: eigene Darstellung

Für ca. 10% der analysierten Betriebe sind Reduzierungen der Schwankungen der Referenzeinheiten um mehr als 60% zu beobachten, die dann mit entsprechend ausgeprägten Effizienzwertverbesserungen von mehr als 5 Prozentpunkten einhergehen. Insgesamt sind die Veränderungen von Effizienzwert und Risiko der Referenzeinheit hoch miteinander korreliert. Der entsprechende Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman ist in beiden Ansätzen größer als 0,9 (siehe Anhang).

Der folgende Abschnitt konzentriert sich auf die Überprüfung der eingangs aufgestellten Hypothese, nach der vor allem Betriebe mit einem geringeren Spezialisierungsgrad Effizienzwertsteigerungen durch die zusätzliche Berücksichtigung des Produktionsrisikos erfahren. Dazu werden die Häufigkeiten der Effizienzwertänderungen in den einzelnen Spezialisierungsklassen betrachtet. In Abbildung 5 sind für die einzelnen Spezialisierungsklassen die Anteile der Betriebe, die Effizienzsteigerungen erfahren, grafisch dargestellt.

Abbildung 5. Anteil von Betrieben mit Effizienzwertsteigerungen durch Berücksichtigung der Outputschwankungen in Abhängigkeit von der Spezialisierungsklasse



Quelle: eigene Darstellung

Aus Abbildung 5 wird deutlich, dass Effizienzwertsteigerungen verstärkt in den niedrigen Spezialisierungsklassen auftreten. In der Klasse mit der geringsten Spezialisierung ($HI \leq 0,4$) erfahren beispielsweise mehr als 60% der Betriebe Effizienzwertsteigerungen. Von den Betrieben, die sich fast ausschließlich auf die Schweinemast spezialisiert haben ($HI > 0,9$), sind hingegen nur etwas mehr als ein Viertel durch die Risikorestriktion von Veränderungen betroffen. Zudem sinkt der Anteil der Betriebe mit Effizienzwertsteigerungen kontinuierlich über alle sieben Spezialisierungsklassen.

Durch die Effizienzwertsteigerungen kommt es in den Spezialisierungsklassen auch zu entsprechenden Erhöhungen der durchschnittlichen Effizienzwerte. Dieser Effekt ist in Folge des „*course of dimensionality*“ in DEA-Anwendungen generell durch die Einführung zusätzlicher Variablen zu beobachten. Wie jedoch aus Abbildung 6 ersichtlich wird, ist dieser Effekt in dem von uns analysierten Datensatz systematisch abhängig von der Spezialisierung, da vor allem die Klassen mit geringer Spezialisierung deutliche Effizienzwertsteigerungen erfahren.

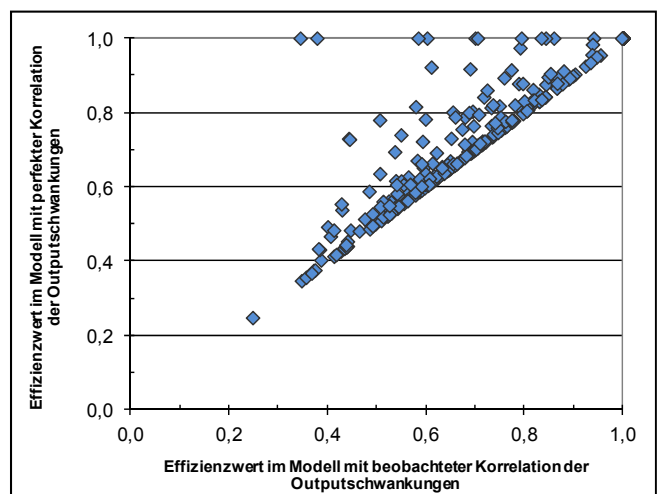
Dieser Effekt ist in beiden erweiterten DEA-Modellen zu beobachten und untermauert damit die eingangs aufgestellte Hypothese.

Die bisherigen Ergebnisse haben insbesondere aufgezeigt, dass die Berücksichtigung von Risiko in der DEA – zumindest in unserem Datensatz – sinnvoll erscheint. Viele der analysierten Betriebe könnten die

im Rahmen einer Standard-DEA ermittelte Effizienzreserven nur nutzen, wenn sie ein entsprechend höheres Risiko eingehen würden. Wird das Risiko in der DEA hingegen explizit berücksichtigt, relativiert sich das ermittelte Optimierungspotenzial.

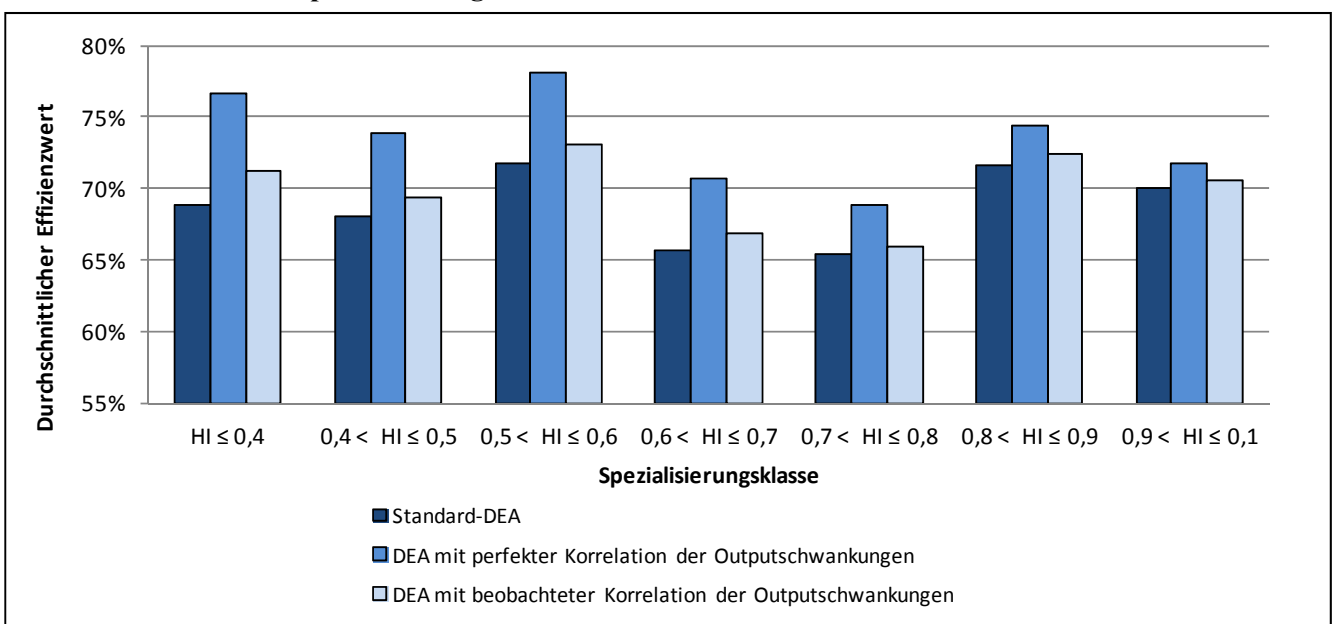
Im Folgenden möchten wir klären, ob es notwendig ist, beide Ansätze zur Risikoberücksichtigung anzuwenden oder ob die beiden Annahmen über die Korrelation zwischen den Outputs der Benchmarks einzelbetrieblich zu sehr ähnlichen Rangfolgen in der Effizienzbewertung führen. Abbildung 7 zeigt, dass eine hohe Korrelation zwischen den Effizienzwerten beider Ansätze besteht.

Abbildung 7. Vergleich der Effizienzwerte der beiden Risiko-DEA-Modelle



Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 6. Vergleich des durchschnittlichen Effizienzwerts in Abhängigkeit von der Spezialisierungsklasse



Quelle: eigene Darstellung

Die entsprechende Rangkorrelation nach Spearman beträgt 0,89. Trotzdem ergeben sich unter Annahme einer vollständigen Korrelation für 21% der analysierten Betriebe Effizienzwerte, die um mindestens 5 Prozentpunkte höher ausfallen als bei der beobachteten Korrelation. Für 5% der Betriebe liegen die Abweichungen zwischen beiden Ansätzen sogar bei über 20 Prozentpunkten. Einzelbetriebliche Empfehlungen sollten daher auf Effizienzwerten aus beiden Ansätzen beruhen. Unter Umständen kann auch für individuelle Betriebe im Expertengespräch geklärt werden, ob die Annahme perfekter Korrelation oder beobachteter Korrelation für die Benchmarkseinheiten realistischer erscheint.

5 Schlussbetrachtung

In diesem Beitrag wurde untersucht, welche Veränderungen sich für landwirtschaftliche Betriebe in der Effizienzmessung mittels DEA ergeben, wenn das Outputrisiko der Betriebe bei der Effizienzbewertung explizit berücksichtigt wird. Des Weiteren wurde analysiert, ob vor allem diversifizierte Betriebe von diesem Vorgehen profitieren, da die Diversifizierung der landwirtschaftlichen Produktion eine verbreitete Form des betrieblichen Risikomanagements darstellt. Zur Klärung dieser Fragen sind zwei erweiterte DEA-Modellansätze auf einen nicht repräsentativen Datensatz von landwirtschaftlichen Betrieben angewendet worden, die sich unterschiedlich stark auf die Erzeugung von Mastschweinen spezialisiert haben. Als Maß für den Output dieser Betriebe wird ihr Gesamtdeckungsbeitrag verwendet und das einzelbetriebliche Risiko über die Standardabweichung dieser Größe erfasst. Beide Ansätze unterscheiden sich hinsichtlich der Annahmen über die Korrelation der Outputschwankungen zwischen den Benchmarkbetrieben. Im ersten Modell wird eine perfekte positive Korrelation zwischen den Outputschwankungen unterstellt, während im zweiten Modell die beobachtete Korrelation zwischen den Betrieben in die Ermittlung der Effizienzwerte mit einbezogen wird. Das erste Modell ergibt damit den maximal möglichen Effizienzwert unter Berücksichtigung von Risiko für einen gegebenen Betrieb an, während das zweite Modell eine Untergrenze seiner Effizienz darstellt. Allerdings gilt auch für diese DEA-Ansätze, dass die Ergebnisse und darauf basierende praktische Empfehlungen nur sinnvoll sind, wenn die Betriebe in der DEA wirklich vergleichbar und die berechneten Referenzeinheiten realistisch sind. Über die Inputs und Produktionstechno-

logien hinaus muss in diesen Ansätzen daher auch die Outputschwankung, die für die Referenzeinheit berechnet wurde, für den betrachteten Betrieb erreichbar sein.

Als Ergebnis der Analyse lässt sich festhalten, dass im verwendeten Datensample die explizite Berücksichtigung des Outputrisikos bei der Effizienzbewertung für mindestens die Hälfte der Betriebe zu höheren Effizienzwerten führt. Die Standardabweichungen der für die Effizienzbestimmung genutzten Referenzbetriebe reduzieren sich dabei gegenüber der Standard-DEA um durchschnittlich 36% bei Verwendung der beobachteten Korrelation und 48% bei Annahme einer perfekten Korrelation. Die Erwartungen hinsichtlich der Bedeutung des Spezialisierungsgrads werden dahingehend bestätigt, dass die Mehrzahl der stark diversifizierten Betriebe durch die Risikoberücksichtigung eine Steigerung der Effizienzwerte verzeichnet. Mit zunehmender Spezialisierung der Betriebe nimmt dieser Effekt hingegen ab.

Die Gegenüberstellung der beiden verwendeten Modelle zeigt, dass zwar eine hohe Rangkorrelation von 0,89 zwischen den Effizienzwerten der beiden erweiterten DEA-Modelle besteht. Für ein Fünftel der Betriebe ergeben sich jedoch Effizienzwertunterschiede, die größer sind als 5 Prozentpunkte, sodass Entwicklungsempfehlungen für Betriebe auf beiden Ansätzen beruhen sollten.

Als Fazit dieser Untersuchung bleibt somit festzuhalten, dass die Risikoexposition eines Betriebes substanziellen Einfluss auf das im Rahmen einer DEA ermittelte Outputsteigerungspotenzial nehmen kann. Für unsere Daten wird deutlich, dass eine nach Standard-DEA identifizierte mögliche Outputsteigerung bei vielen Betrieben nur unter Inkaufnahme höheren Risikos realisiert werden könnte.

Die Ergebnisse der vorliegenden Analyse können in einer Vielzahl von Punkten hinterfragt werden. Zum einen ist anzuführen, dass der verwendete Datensatz nicht als repräsentativ für Deutschland einzustufen ist, da beispielsweise keine Betriebe aus den neuen Ländern in der Analyse berücksichtigt werden. Hinzu kommt, dass sich der Datensatz auf Betriebe beschränkt, die ihre Produktion über den Untersuchungszeitraum relativ konstant gehalten haben, obwohl in den letzten Jahren z.T. deutliche Investitionen im Bereich der Schweinehaltung getätigt worden sind. Die Ergebnisse sind folglich nicht generell übertragbar. Des Weiteren sind für die Berechnung des Herfindahl-Indexes, der den Spezialisierungsgrad der Betriebe abbildet, die Umsatzanteile der unterschiedlichen Betriebszweige am Gesamtbetriebsertrag ver-

wendet worden. Die Umsatzanteile können jedoch auf Grund von Preisschwankungen zwischen den Jahren stark variieren. Dieser Effekt wird jedoch durch die Tatsache abgemildert, dass der Durchschnitt über den fünfjährigen Beobachtungszeitraum gebildet wurde.

Darüber hinaus wird das Risiko in diesem Beitrag sowohl über die negativen als auch über die positiven Abweichungen vom Erwartungswert erfasst. Wie HARDAKER et al. (1997) anführen, steht für viele Landwirte jedoch insbesondere die Vermeidung von negativen Abweichungen im Vordergrund. Als alternatives Schwankungsmaß schlägt MARKOWITZ (1959) deshalb die Verwendung der negativen Semivarianz anstelle der Varianz vor, um ausschließlich die negativen Abweichungen vom Erwartungswert zu berücksichtigen. Unterschiede zwischen dem Varianz- und dem Semivarianzmodell ergeben sich jedoch nur bei nicht symmetrischen Verteilungen der Outputausprägungen.

Zusätzliche Probleme treten dadurch auf, dass die Effizienzbewertung von landwirtschaftlichen Betrieben im Vergleich zur Analyse von Aktienfonds, mit der sich die Mehrzahl der bisherigen Effizienzanalysen unter Risikoberücksichtigung befasst, eine erhöhte Komplexität aufweist. Diese wird zum einen durch die Tatsache bedingt, dass Qualitätsunterschiede in den eingesetzten Inputs und erzeugten Outputs auftreten können. In der vorliegenden Analyse ist diesem Problem der Qualitätsbewertung bei den Outputs und der variablen Inputs durch die Bewertung mit den entsprechenden Preisen Rechnung getragen worden. Da im verwendeten Datensatz keine zusätzlichen Qualitätsinformationen vorhanden sind, stellen die Preise der marktfähigen Produkte das beste Maß für Produktqualität dar. Alternativ bietet es sich an, nicht-diskretionäre Variablen in die Untersuchung einzubeziehen, um Qualitätsunterschieden Rechnung zu tragen. In der vorliegenden Analyse ist dies für den Inputfaktor Boden durch die Einbeziehung der EMZ gemacht worden, um die Vergleichbarkeit bezüglich der Bodenqualität sicherzustellen. Sind entsprechende Qualitätsinformationen auch auf der Seite der Outputs verfügbar, wäre es möglich, eine weiterführende Unterteilung des betrieblichen Risikos in seine Mengen- und Preiskomponente vorzunehmen. Dieser Punkt stellt sicherlich eine interessante Forschungsaufgabe dar.

Ein weiterer Problempunkt, der ebenfalls die ermittelten Ergebnisse beeinflusst, ist die Tatsache, dass vor allem in der Landwirtschaft von einer multiplikativen Verknüpfung von Outputschwankungen

und Inputeinsatzhöhe auszugehen ist. In der vorliegenden Untersuchung wurde dieser Effekt dadurch entschärft, dass lediglich Betriebe in die Analyse integriert wurden, deren Inputeinsatz über den Beobachtungszeitraum relativ konstant geblieben ist, sodass die aus den historischen Daten abgeleiteten Schätzer für Outputhöhe und -schwankungen vertretbar gute Schätzer darstellen. Da diese Voraussetzung für viele Forschungsfragen nicht gegeben sein dürfte, sind entsprechende Anpassungen erforderlich. Ein möglicher Ausweg könnte die zusätzliche Berücksichtigung der Schwankungen im Inputeinsatz in analoger Weise zum Vorgehen bei den Outputs sein. Hierdurch würde sichergestellt werden, dass die konstruierte Referenzeinheit auch hinsichtlich der Inputschwankungen vergleichbar wäre. Alternativ könnte auch ein dynamisches DEA-Modell verwendet werden, in dem für jede einzelne Periode des Beobachtungszeitraums eine separate Restriktion für den Inputeinsatz formuliert wird (vgl. FÄRE und GROSSKOPF, 1996). Beide Möglichkeiten setzen jedoch voraus, dass ein entsprechend großer Datensatz zur Verfügung steht, um die Diskriminierungsfähigkeit der DEA unter den zusätzlichen Nebenbedingungen zu gewährleisten. Ist diese Voraussetzung gegeben, könnte dies ein mögliches Thema für zukünftige Forschungsvorhaben darstellen.

Trotz dieser Einschränkungen sind wir der Ansicht, dass die präsentierten Modelle zur Risiko-berücksichtigung in der DEA sinnvolle Erweiterungen darstellen. Im Vergleich zum Standardmodell wird durch die explizite Berücksichtigung des Risikos bei der Auswahl von geeigneten Benchmarkbetrieben eine wichtige Voraussetzung geschaffen, um realistische Empfehlungen für eine mögliche Betriebsoptimierung abzuleiten. Allerdings gilt auch für unsere Ansätze wie bei jeder DEA, dass die Empfehlungen für einen Betrieb nur so gut sein können, wie die Referenzeinheit als Kombination aus den Benchmarkbetrieben für den betrachteten Betrieb erreichbar erscheint.

Literatur

- BASSO, A. und S. FUNARI (2001): A data envelopment analysis approach to measure the mutual funds performance. In: *European Journal of Operational Research* 135 (3): 477-492.
- BATTESE, G.E., A.N. RAMBALDI und G.H. WAN (1997): A stochastic frontier production function with flexible risk properties. In: *Journal of Productivity Analysis* 8 (3): 269-280.

- BERG, S.A., F.R. FØRSUND und E.S. JANSEN (1992): Malmquist Indices of Productivity Growth during the Deregulation of Norwegian Banking, 1980-89. In: *Scandinavian Journal of Economics* 94 (0): 211-228.
- BOJNEC, S. und L. LATRUFFE (2007): Determinants of technical efficiency of Slovenian farms. Beitrag präsentiert auf dem 103. EAAE Seminar in Barcelona.
- BOKUSHEVA, R. und H. HOCKMANN (2006): Production risk and technical inefficiency in Russian agriculture. In: *European Review of Agricultural Economics* 33 (1): 93-118.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2006): Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten in der Bundesrepublik Deutschland 2006. Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- BREUSTEDT, G., T. FRANCKSEN, A. v. HUGO und U. LATACZ-LOHMANN (2006): Effizienzanalytische Untersuchungen zum optimalen Spezialisierungsgrad landwirtschaftlicher Betriebe. In: *Organisatorische und technologische Innovation in der Landwirtschaft. Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank*, Band 21: 97-140.
- BRÜMMER, B. (2001): Estimating confidence intervals for the technical efficiency: the case of farms in Slovenia. In: *European Review of Agricultural Economics* 28 (3): 285-306.
- CHANG, C.-C. (1999): The nonparametric risk-adjusted efficiency measurement: An application to Taiwan's major rural financial intermediaries. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (4): 902-913.
- CHARNES, A., W.W. COOPER und E. RHODES (1978): Measuring the efficiency of decision making units. In: *European Journal of Operations Research* 2 (6): 429-444.
- COELLI, T.J., D.S.P. RAO, C.J. O'DONNELL und G.E. BATTESE (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd Edition. Springer, New York.
- DHUNGANA, B.R., P.L. NUTHALL und G.V. NARTEA (2004): Measuring the economic inefficiency of Nepalese rice farms using data envelopment analysis. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 48 (2): 347-369.
- DREESMAN, A. (2007): *Messung von Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Einbeziehung von Umweltwirkungen*. Dissertation, Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- DYSON, R.G., R. ALLEN, A.S. CAMANHO, V.V. PODINOVSKI, C.S. SARRICO und E.A. SHALE (2001): Pitfalls and protocols in DEA. In: *European Journal of Operational Research* 132 (2): 245-259.
- ELYASIANI, E., S. MEHDIAN und R. REZVANIAN (1994): An empirical test of association between production and financial performance: the case of the commercial banking industry. In: *Applied Financial Economics* 4 (1): 55-59.
- FÄRE, R. und S. GROSSKOPF (1996): *Intertemporal Production Frontiers: With Dynamic DEA*. Kluwer, Dordrecht.
- GALANOPOULOS, K., S. AGGELOPOULOS, I. KAMENIDOU und K. MATTAS (2006): Assessing the effects of managerial and production practices on the efficiency of commercial pig farming. In: *Agricultural Systems* 88 (2-3): 125-141.
- HARDAKER, J.B., R.B.M. HUIRNE und J.R. ANDERSON (1997): *Coping with Risk in Agriculture*. CAB International, Wallingford.
- HARWOOD, J., R. HEIFNER, K. COBLE, J. PERRY und A. SOMWARU (1999): *Managing risk in farming: concepts, research and analysis*. Agricultural Economics Report Nr. 774, U.S. Department of Agriculture, Washington, DC.
- JAENICKE, E.C., D.L. FRECHETTE und J.A. LARSON (2003): Estimating production risk and inefficiency simultaneously: an application to cotton cropping systems. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28 (3): 540-557.
- JORO, T. und P. NA (2006): Portfolio performance evaluation in a mean-variance-skewness framework. In: *European Journal of Operational Research* 175 (1): 446-461.
- JUST, R.E. und R.D. POPE (1978): Stochastic specification of production functions and economic implications. In: *Journal of Econometrics* 7 (1): 67-86.
- KUMBAKER, S. (2002): Specification and estimation of production risk, risk preferences and technical efficiency. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (1): 8-22.
- LATRUFFE, L., K. BALCOMBE, S. DAVIDOVA und K. ZAWALINSKA (2005): Technical and scale efficiency of crop and livestock farms in Poland: does specialization matter? In: *Agricultural Economics* 32 (3): 281-296.
- MARKOWITZ, H.M. (1952): Portfolio selection. In: *Journal of Finance* 7 (0): 77-91.
- (1959): *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. John Wiley, New York.
- MCMULLEN, P.R. und R.A. STRONG (1998): Selection of mutual funds using data envelopment analysis. In: *Journal of Business and Economic Studies* 4 (1): 1-12.
- MEYER, J. (1987): Two Moment Decision Models and Expected Utility Maximization. In: *American Economic Review* 77 (3): 421-430.
- MEUWISSEN, M.P.M., R.B.M. HUIRNE und J.B. HARDAKER (2001): Risk and risk management: an empirical analysis of Dutch livestock farmers. In: *Livestock Production Science* 69 (1): 43-53.
- MOREY, M.R. und R.C. MOREY (1999): Mutual fund performance appraisals: a multi-horizon perspective with endogenous benchmarking. In: *Omega, International Journal of Management Science* 27 (2): 241-258.
- MURTHI, B., Y. CHOI und P. DESAI (1997): Efficiency of mutual funds and portfolio performance measurement: a nonparametric approach. In: *European Journal of Operational Research* 98 (2): 408-418.
- MUBHOFF, O. und N. HIRSCHAUER (2007): Improved program planning with formal models? The case of high risk crop farming in Northeast Germany. In: *Central European Journal of Operations Research* 15 (2): 127-141.
- NAUGES, C., C.J. O'DONELL und J. QUIGGEN (2009): *Uncertainty and technical efficiency in Finish agriculture*. Risk and Sustainable Management Group, University of Queensland, Brisbane.
- O'DONNELL, C.J., R.G. CHAMBERS und J. QUIGGIN (2010): Efficiency analysis in the presence of uncertainty. In: *Journal of Productivity Analysis* 33 (1): 1-17.

- O'DONNELL, C.J. und W.E. GRIFFITHS (2006): Estimating state-contingent production frontiers. In: American Journal of Agricultural Economics 88 (1): 249-266.
- POST, T. und J. SPRONK (1999): Evaluating Productive Performance under Uncertainty. Rotterdam Institute for Business Economic Studies.
- RUGGIERO, J. (2004): Data envelopment analysis with stochastic data. In: Journal of the Operational Research Society 55 (4): 1008-1012.
- SCHEEL, H. (2001): Undesirable outputs in efficiency valuations. In: European Journal of Operational Research 132 (2): 400-410.
- SENGUPTA, J.K. und T. ZOHAR (2001): Nonparametric analysis of portfolio efficiency. In: Applied Economics Letters 8 (4): 249-252.
- SHARMA, K.R., P. LEUNG und H.L. ZALESKI (1997): Productive Efficiency of the Swine Industry in Hawaii: Stochastic Frontier vs. Data Envelopment Analysis. In: Journal of Productivity Analysis 8 (4): 447-459.
- SIMAR, L. und P.W. WILSON (2007): Estimation and inference in two stage, semi-parametric models of productive efficiency. In: Journal of Econometrics 136 (1): 31-64.
- SINN, H.-W. (1980): Ökonomische Entscheidungen bei Ungewissheit. Mohr Siebeck Verlag, Tübingen.
- TOBIN, J. (1958): Liquidity preferences as behaviour toward risk. In: Review Economic Studies 25 (2): 65-86.
- WILKENS, K. und J. ZHU (2001): Portfolio evaluation and benchmark selection: A mathematical programming approach. In: Journal of Alternative Investment 4 (1): 9-20.

Kontaktautor:

DR. GUNNAR BREUSTEDT

Institut für Agrarökonomie der
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Wilhelm-Seelig-Platz 6/7, 24098 Kiel
E-Mail: gbreustedt@agric-econ.uni-kiel.de

Anhang

Tabelle A1. Ergebnisse der Varianzanalyse für die In- und Outputvariablen sowie Faktorintensitäten in Abhängigkeit von der Spezialisierungsklasse

Variable	F-Wert	p-Wert
GDB	0,70	0,65
Boden	1,60	0,15
Arbeit	0,69	0,66
Kapital	1,06	0,39
EMZ	0,46	0,84
Kapital/Fläche	1,94	0,08
Arbeit/Fläche	1,50	0,18
Kapital/Arbeit	1,50	0,18

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle A2. Rangkorrelation nach Spearman zwischen Effizienzwertsteigerung und Risikoreduktion

	Spearman-Rho	95%-Konfidenzintervall	
Modell 1 DEA mit perfekter Korrelation der Output-schwankungen	0,912	0,889	0,930
Modell 2 DEA mit beobachteter Korrelation der Output-schwankungen	0,951	0,938	0,961

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle A3. Rangkorrelation nach Spearman für die Beziehung zwischen Effizienzwerten in beiden um Risiko erweiterten DEA-Modellen

Spearman-Rho	95%-Konfidenzintervall	
0,895	0,868	0,916

Quelle: eigene Berechnungen