AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

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

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

DIE SCHÄTZUNG VERFAHRENSSPEZIFISCHER FAKTOREINSATZMENGEN FÜR DIE LANDWIRTSCHAFT IN DEUTSCHLAND

Heiko Hansen[*], *Yves Surry*[**]

Abstract

Aus der regionalen landwirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder für die Bundesrepublik Deutschland lässt sich nicht entnehmen, wie sich die Vorleistungen auf einzelne Produktionsverfahren verteilen. Im vorliegenden Beitrag werden mit Hilfe der Maximum-Entropie-Methode verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen aus diesen Daten geschätzt. Die Modellergebnisse für die Jahre 1991 bis 2004 zeigen erwartungsgemäß heterogene Koeffizienten für die untersuchten Agrarprodukte. Auffallend ist der starke Rückgang des Einsatzes zugekaufter Futtermittel in der Milchproduktion sowie bei Rindern und Kälbern. Der Einsatz innerbetrieblich erzeugter Futtermittel hat dagegen bei diesen Produktionsverfahren, insbesondere in der Milchproduktion, im Zeitablauf zugenommen.

Keywords

Regionale Landwirtschaftliche Gesamtrechnung, Verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen, Maximum-Entropie-Methode

1. Einleitung

Seit dem Jahr 1991 wird von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder jährlich die Regionale Landwirtschaftliche Gesamtrechnung (R-LGR) ermittelt. Sie gibt Auskunft über die Produktionswerte ausgewählter Erzeugnisse, die wertmäßige Nachfrage für einzelne Vorleistungen und die Bruttowertschöpfung in den Bundesländern. Es lässt sich aus den Daten der R-LGR jedoch nicht entnehmen, wie sich die Vorleistungen und auch die Bruttowertschöpfung auf die verschiedenen Produktionsverfahren verteilen. Dabei würde die Kenntnis über so genannte verfahrensspezifische Vorleistungs- und Wertschöpfungskoeffizienten die Analyse des Faktornachfrage- und Angebotsverhaltens der Landwirtschaft erleichtern (vgl. JUST ET AL. 1983: 770, LENCE und MILLER 1998: 852). Daneben könnten sie Auskunft über die

* M.Sc. Heiko Hansen, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Giessen, Senckenbergstraße 3, 35390 Giessen, e-mail: heiko.hansen@agrar.uni-giessen.de.

** Prof. Yves Surry, Department of Economics, Box 7013, Swedish University of Agricultural Sciences, 75007 Uppsala, Sweden, yves.surry@ekon.slu.se. Der Beitrag wurde erstellt im Rahmen der 46. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus (GeWiSoLa) in Gießen vom 04.-06. Oktober 2006. Die Autoren bedanken sich bei den beiden anonymen Gutachtern für hilfreiche Anregungen und Kritik bei der Überarbeitung des Manuskripts und übernehmen die Verantwortung für verbleibende Fehler.

Faktorintensität verschiedener Produktionsverfahren im Vergleich zueinander geben. Insbesondere vor dem Hintergrund der agrarmarktpolitischen Reformen der Europäischen Union in den vergangenen 15 Jahren wären verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen und deren Entwicklungen im Zeitablauf deshalb von großer Relevanz. Ein Grund dafür, dass diese Daten für die Landwirtschaft nicht oder kaum erfasst werden, ist in den Kosten und dem hohen Aufwand einer derartigen Erhebung zu sehen (vgl. JUST ET AL. 1990: 200, PEETERS und SURRY 2003: 1). So produziert ein landwirtschaftlicher Betrieb meist mehrere verschiedene Erzeugnisse mit denselben Vorleistungsgütern, deren Verbrauch dann insgesamt und nicht bezogen auf bestimmte Produktionsverfahren dokumentiert wird.

Es verwundert daher nicht, dass bis heute zahlreiche Studien entstanden sind, welche die Allokation von Vorleistungen auf einzelne Produktionsverfahren untersuchen. So fassen LENCE und MILLER (1998) zu Beginn ihres Beitrages die bereits bestehende Literatur zu dieser Thematik zusammen und weisen darauf hin, dass bisher die Schätzung verfahrensspezifischer Koeffizienten mittels der Regressionsanalyse dominiert hat (vgl. dazu JUST ET AL. 1983 und 1990, ERRINGTON 1989, HORNBAKER ET AL. 1989). Da hierbei allerdings negative Koeffizienten als Ergebnis auftreten können und zusätzliche Restriktionen die Modellspezifikation relativ komplex machen, schlagen LENCE und MILLER (1998), LÉON ET AL. (1999) und später PEETERS und SURRY (2003) eine Schätzung basierend auf der Kreuz- bzw. Maximum-Entropie-Methode vor. Dieser Ansatz ermöglicht eine flexible und vergleichsweise einfache Einbeziehung von Nebenbedingungen und a priori Informationen. Auch zeigen die empirischen Berechnungen der vorgenannten Autoren konsistente Schätzergebnisse. In Anlehnung an LÉON ET AL. (1999) sowie PEETERS und SURRY (2003) wendet dieser Beitrag die Maximum-Entropie-Methode an, um aus den aggregierten Daten der R-LGR den Vorleistungseinsatz einzelner Produktionsverfahren zu schätzen. Dabei wird im Querschnitt über die Bundesländer die Allokation der Vorleistungen für die Landwirtschaft in Deutschland ermittelt. Um Entwicklungen der Einsatzmengen im Zeitablauf abzuleiten, werden Berechnungen für die Jahre 1991 bis 2004 durchgeführt.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich wie folgt. Im zweiten Abschnitt werden die Daten aus der R-LGR dargestellt und die Bedeutung und Entwicklung einzelner Erzeugnisse und Vorleistungen für die Landwirtschaft in Deutschland herausgearbeitet. Anschließend wird die Maximum-Entropie-Methode als Schätzprinzip verfahrensspezifischer Vorleistungs- und Wertschöpfungskoeffizienten erläutert. Der vierte Abschnitt präsentiert die Ergebnisse der Modellberechnungen. Der Beitrag endet mit Schlußfolgerungen.

2. Datengrundlage und deskriptive Statistik

Die R-LGR erfasst jährlich die Produktionswerte von 17 Erzeugnissen sowie die monetären Einsatzmengen von 10 Vorleistungsgruppen für den Bereich Landwirtschaft in der Bundesrepublik Deutschland[1]. Um die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten im Modell zu reduzieren, wurden für die folgende Analyse die ausgewiesenen Daten zu acht Produkt- und sechs Vorleistungskategorien aggregiert. Die Differenz aus dem gesamten Produktionswert und den Vorleistungen ergibt dabei die Bruttowertschöpfung. In Spalte *i* der Tabelle 1 werden die untersuchten Produkt- und Vorleistungskategorien aufgeführt. Insgesamt sind somit 8 x 6 verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen plus 8 x 1 die Bruttowertschöpfung je Produktionsverfahren zu schätzen. Aus der R-LGR stehen Daten für die Jahre 1991 bis 2004 zur Verfügung. Da es sich bei den Produktions- und Vorleistungswerten um absolute Größen handelt und somit Änderungen im Niveau auf variierende Mengen und/oder Preise beruhen können, ist ein Vergleich der Werte im Zeitablauf wenig aussagefähig (vgl. KOESTER 1992: 173). Um Auskunft über die Mengenentwicklung zu erhalten, wurden daher die einzelnen Produktions- und Vorleistungswerte mit den jeweiligen Preisindizes für landwirtschaftliche Erzeugnisse bzw. Betriebsmittel deflationiert.

Tabelle 1: Produktionswerte und Vorleistungen für die Landwirtschaft in Deutschland, 1991 bis 2004[a)]

(i)	*(ii)* Arithmetisches Mittel (in Mill. Euro)	*(iii)* Anteil (%)	*(iv)* Trend [b)]	*(v)* Jährliches Wachstum
Produktionswerte				
1. Getreide	7087	17,7	**, +	1,3
2. Futterpflanzen [c)]	5218	13,0	*, -	- 0,3
3. Sonstige Marktfrüchte [d)]	3429	8,6	**, +	1,8
4. Sonderkulturen [e)]	5114	12,8	**, +	2,7
5. Rinder und Kälber	3896	9,7	**, -	- 3,0
6. Schweine	5062	12,6	**, +	1,2
7. Milch	8318	20,8	*, +	0,1
8. Sonstige tierische Erzeugnisse [f)]	1903	4,8	**, +	1,6
Summe (Produktionswerte)	*40027*	*100,0*		
Vorleistungen				
1. Spezifische Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion [g)]	3568	8,9	*, +	0,5
2. Zugekaufte Futtermittel [h)]	4917	12,3	**, -	- 1,1
3. Innerbetrieblich erzeugte Futtermittel	6989	17,5	*, -	- 1,8
4. Instandhaltungen [i)]	2772	6,9	-	-
5. Energie, Treib- und Schmierstoffe	2382	6,0	-	-
6. Sonstige Vorleistungen [j)]	5499	13,7	-	-
Summe (Vorleistungen)	*26127*	*65,3*		
7. Bruttowertschöpfung	13900	34,7	**, +	2,8

[1] Eine detaillierte Beschreibung der R-LGR findet sich bei den STATISTISCHEN ÄMTERN DES BUNDES UND DER LÄNDER sowie in einem Unterkapitel des Handbuchs zur Landwirtschaftlichen und Forstwirtschaftlichen Gesamtrechnung (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2000: 113-122).

Summe (Vorleistungen und Bruttowertschöpfung)	*40027*	*100,0*	

Anmerkungen: [a)] Den Berechnungen in den Spalten *iv* und *v* liegen reale Werte zugrunde, um Aussagen zur Mengenentwicklung machen zu können. [b)] Die lineare Trendfunktion ist statistisch signifikant auf dem 99 (**) bzw. 95 (*) %-Niveau mit einem positiven (+) bzw. negativen (-) Steigungskoeffizienten. [c)] mit Grasanbau, Silomais, Getreide, welches zur Fütterung verwendet wird etc. [d)] mit Ölsaaten, Eiweißpflanzen, Kartoffeln und Zuckerrüben. [e)] mit Obst, Gemüse, Weinmost/Wein, Baumschulerzeugnissen, Blumen und Zierpflanzen. [f)] mit Schafen, Ziegen, Geflügel und Eiern. [g)] mit Saat- und Pflanzgut, Dünge- und Bodenverbesserungsmitteln, Pflanzen- und Schädlingsbekämpfungsmitteln. [h)] In der R-LGR sind die gesamten Futtermittel angegeben und die davon innerbetrieblich erzeugten und verbrauchten. Aus der Differenz hieraus wird die Kategorie „zugekaufte Futtermittel" errechnet. [i)] mit Instandhaltungen von Maschinen, Geräten und baulichen Anlagen. [j)] mit landwirtschaftlichen Dienstleistungen, sonstigen Gütern und Dienstleistungen, Tierarztkosten und Medikamenten.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten der R-LGR, des STATISTISCHEN BUNDESAMTS und EUROSTAT.

Die Spalten *ii* und *iii* in Tabelle 1 geben das arithmetische Mittel der einzelnen Kategorien sowie deren Anteil am gesamten Produktions- bzw. Vorleistungswert an. Die Spalten *iv* und *v* zeigen, ob ein Trend in der Mengenentwicklung für die Erzeugung und Vorleistungsnachfrage vorliegt und weisen gegebenenfalls die jährliche Wachstumsrate aus. Aus Tabelle 1 geht hervor, dass annähernd ein Fünftel des gesamten Produktionswertes der Landwirtschaft aus Getreide stammt. Die pflanzliche Erzeugung macht zusammen etwa 52 Prozent des Produktionswertes aus. Hinsichtlich der tierischen Erzeugung nimmt Milch mit einem Anteil von 20,8 Prozent die bedeutendste Stellung ein. Im Zeitablauf hat sich seit 1991 für fast alle Erzeugnisse die Produktionsmenge ausgedehnt. Lediglich Futterpflanzen sowie Rinder und Kälber weisen eine negative Mengenentwicklung auf. Bezüglich der Vorleistungen bilden Futtermittel die größte Kategorie mit einem Anteil von etwa 30 Prozent am gesamten Produktionswert der Landwirtschaft. Die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion machen dagegen einen relativ geringen Anteil von 8,9 Prozent aus. Alle Vorleistungen zusammen haben einen Anteil von 65,3 Prozent am landwirtschaftlichen Produktionswert. Während die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion eine positive Mengenentwicklung aufweisen, ist sie für den Einsatz von Futtermitteln negativ. Die verbleibenden Vorleistungskategorien zeigen im Hinblick auf ihre Einsatzmenge keinen Trend im Zeitablauf. Die Bruttowertschöpfung hat einen Anteil von 34,7 Prozent am gesamten Produktionswert der Landwirtschaft. Sie hat im Zeitablauf um 2,8 Prozent jährlich zugenommen. Einer der Hauptgründe für diese Steigerung ist sicherlich der mechanisch-, biologisch- und organisatorisch-technische Fortschritt im Agrarbereich. Im nachfolgenden Abschnitt soll ein Schätzansatz vorgestellt werden, wodurch die Allokation der Vorleistungen sowie der Bruttowertschöpfung auf die einzelnen Produktionsverfahren möglich ist.

3. Methodischer Ansatz der Schätzung

Für die Schätzung verfahrensspezifischer Koeffizienten innerhalb der Landwirtschaft wird davon ausgegangen, dass die aggregierte Nachfrage nach einer Vorleistung als lineare Funktion der Produktionswerte einzelner Erzeugnisse betrachtet werden kann (vgl. ERRINGTON

1989, LÉON ET AL. 1999, PEETERS und SURRY 2003)[2]. Dabei werden sowohl die abhängige als auch die unabhängigen Variablen in monetären Werten ausgedrückt. Ausgehend von *I* Vorleistungen, die in *B* Bundesländern verwendet werden, um *K* Erzeugnisse zu erstellen, sei die folgende Nachfragefunktion für eine Vorleistung gegeben:

$$(1) \qquad x_i^b = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} y_k^b + u_i^b \text{ , für i = 1, 2, … , I und b = 1, 2, … , B ,}$$

wobei x_i^b die Gesamtausgaben für die Vorleistung *i* bzw. die Bruttowertschöpfung im Bundesland *b* bezeichnet, und y_k^b für den Produktionswert von Erzeugnis *k* im Bundesland *b* steht. Der Regressionskoeffizient β_{ik} gibt den durchschnittlichen monetären Verbrauch der Vorleistung *i* an, um eine Einheit Produktionswert von Erzeugnis *k* zu erstellen bzw. die durchschnittliche Bruttowertschöpfung[3]. u_i^b ist eine Störvariable, welche für jede Vorleistung *i* und für jedes Bundesland *b* spezifisch ist.

ERRINGTON (1989) verwendet in seinem Beitrag für die Schätzung von Gleichung (1) ein multiples Regressionsmodel und kommt zu dem Ergebnis, dass die hierdurch ermittelte Kostenallokation der tatsächlichen weitestgehend entspricht. Allerdings weist dieser Ansatz eine Reihe von Limitationen auf, welche in der Literatur eingehend diskutiert werden. MIDMORE (1990: 109) und LEON ET AL. (1999: 430) verweisen beispielsweise darauf, dass die Störvariable u_i^b nicht unabhängig ist, wenn gilt:

$$(2) \qquad \sum_{i=1}^{I} \beta_{ik} = 1 \text{ , für k = 1, 2, … , K .}$$

Durch Gleichung (2) wird gewährleistet, dass sich die verfahrensspezifischen Koeffizienten β_{ik} zu Eins aufaddieren und die gesamten Kosten plus der Bruttowertschöpfung immer der Höhe der Produktionswerte entsprechen. Allerdings folgt daraus, dass Gleichung (1) singulär ist und die Kleinst-Quadrat-Methode zur Schätzung nicht angewendet werden kann[4]. LENCE und MILLER (1998: 852-853) sowie PEETERS und SURRY (2003: 10) bemerken zudem, dass für β_{ik}, bei der Anwendung eines multiplen Regressionsmodells, durchaus auch negative Schätzwerte auftreten können. Aufgrund der vorgenannten Probleme nutzen LÉON ET AL. (1999) und PEETERS und SURRY (2003) zur Lösung von Gleichung (1) die Maximum-Entropie-Methode, welche die flexible Einführung von Restriktionen ermöglicht. Im konkre-

[2] Hierbei wird unterstellt, dass jedes Erzeugnis die gleiche Zusammensetzung von Vorleistungen hat, unabhängig des Betriebszweiges in welchem es hergestellt wird (MIDMORE 1990:108 ff.).
[3] Würde Gleichung (1) mit einer Konstanten geschätzt werden, so wäre β_{ik} als der marginale monetäre Verbrauch von Vorleistung *i* zu interpretieren, um eine zusätzliche Einheit des Produktionswertes von Erzeugnis *k* zu erstellen bzw. die marginale Bruttowertschöpfung (vgl. ERRINGTON 1989: 52).
[4] Eine ausführliche Darstellung des Problems der Singularität in diesem Zusammenhang bieten LÉON ET AL. (1999: 429 ff.).

ten Fall können damit Gleichung (2) sowie die Nichtnegativität der Regressionskoeffizienten β_{ik} als zusätzliche Bedingungen in die Schätzung einbezogen werden.

Bei der Anwendung der Maximum-Entropie-Methode werden zunächst die Regressionskoeffizienten β_{ik} und die Störvariable u_i^b aus Gleichung (1) als Erwartungswerte einer diskreten Wahrscheinlichkeitsverteilung reparametrisiert (vgl. GOLAN ET AL. 1996: 86 ff.). Eine vorab ausgewählte Anzahl an Stützpunkten begrenzt dabei die Wertebereiche für die zu schätzenden Größen. Wird davon ausgegangen, dass die Stützpunktbereiche für alle β_{ik} und u_i^b gleich sind (LÉON ET AL. 1999: 428, PEETERS und SURRY 2003: 12), ergibt sich für β_{ik}:

$$(3) \qquad \beta_{ik} = \sum_{m=1}^{M} z^m p_{ik}^m \text{ , für i = 1, 2, … , I und k = 1, 2, … , K ,}$$

wobei z die Stützpunkte mit der Dimension m für die Regressionskoeffizienten β_{ik} bezeichnet und p_{ik}^m die dazugehörigen unbekannten Wahrscheinlichkeiten angeben. Entsprechend ergibt sich für die Störvariable u_i^b :

$$(4) \qquad u_i^b = \sum_{n=1}^{N} v^n w_{ib}^n \text{ , für i = 1, 2, … , I und b = 1, 2, … , B ,}$$

wobei v die Stützpunkte mit der Dimension n für die Störvariable u_i^b sind und w_{ib}^n die dazugehörigen unbekannten Wahrscheinlichkeiten. Nach dem Prinzip der Maximalen Entropie wird nun jene Wahrscheinlichkeitsverteilung gesucht, welche mit den vorhandenen Daten vereinbar ist und die geringste Information hinzufügt (Golan et al. 1996: 10). Die Berechnung dieser „vorurteilsfreien“ Wahrscheinlichkeitsverteilung erfolgt mit dem Entropiemaß (nach Shannon). Unter der Annahme, dass eine Variable a vorliegt mit den möglichen Ausprägungen a_j , j = 1, 2, … , J und den Eintrittswahrscheinlichkeiten p_j mit der Summe Eins, ist die Maximale Entropie definiert als

$$(5) \qquad H(p) = -\sum_{j=1}^{J} p_j \ln\left(p_j\right) ,$$

wobei *0 * ln(0) = 0* sein soll. Der Ausdruck *H(p)*, welcher die unvollständige Kenntnis über das Eintreten verschiedener Ausprägungen misst, erreicht ein Maximum, wenn alle Wahrscheinlichkeiten gleich sind, d.h. $p_1 = p_2 = ... = p_j = 1 / J$. Dagegen ist *H(p)* minimal, wenn die Wahrscheinlichkeit einer Ausprägung gleich Eins ist und alle anderen Null sind.

Mit Hilfe von Gleichung (5) ergibt sich nun zur Bestimmung der Erwartungswerte von β_{ik} und u_i^b das folgende Maximierungsproblem:

$$(6.1) \quad \max\ H(p,w) = -\sum_{m=1}^{M} p_{ik}^m \ln\left(p_{ik}^m\right) - \sum_{n=1}^{N} w_{ib}^n \ln\left(w_{ib}^n\right), \text{ für alle i , k und b}$$

unter den Nebenbedingungen

(6.2) $$x_i^b = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} y_k^b + u_i^b = \sum_{k=1}^{K} \left(\sum_{m=1}^{M} z^m p_{ik}^m y_k^b + \sum_{n=1}^{N} v^n w_{ib}^n \right)$$, für alle i und b,

(6.3) $$\sum_{i=1}^{I} \beta_{ik} = \sum_{i=1}^{I} z^m p_{ik} = 1$$, für alle k und m,

(6.4) $$\sum_{m=1}^{M} p_{ik}^m = 1$$, für alle i , k und

(6.5) $$\sum_{m=1}^{N} w_{ib}^n = 1$$, für alle i , b .

Die Nebenbedingung (6.2) gewährleistet, dass die Erwartungswerte für β_{ik} und u_i^b mit dem Modell übereinstimmen. Die Nebenbedingungen (6.3), (6.4) sowie (6.5) garantieren, dass sich die verfahrensspezifischen Koeffizienten bzw. die gesuchten Wahrscheinlichkeiten zu Eins aufaddieren.

Besondere Bedeutung kommt bei der Anwendung der Maximum-Entropie-Methode der Wahl geeigneter Stützpunkte zu (vgl. OUDE LANSINK 1999: 103, LÉON ET AL. 1999: 438, PRECKEL 2001: 375). Sowohl der gewählte Stützpunktbereich als auch die Anzahl der Stützpunkte und deren Verteilung haben einen Einfluss auf das Modellergebnis. Um diesbezüglich unterschiedliche Modellspezifikationen beurteilen und miteinander vergleichen zu können, wird der normalisierte Entropieindikator herangezogen (GOLAN ET AL. 1996: 27 ff., 93). Dieser misst den Anteil der verbleibenden Unsicherheit einer geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung an der maximal möglichen Unsicherheit. Für die verfahrensspezifischen Koeffizienten β_{ik} ist der normalisierte Entropieindikator definiert als

(7) $$S(\hat{p}) = -\sum_{m=1}^{M} \hat{p}_{ik}^m \ln\left(\hat{p}_{ik}^m\right) \Big/ KI \ln(M)$$, für alle i und k ,

wobei $S(\hat{p}) \in [0, 1]$ und $K I \ln(M)$ die maximale Unsicherheit ist, d.h. das Entropieniveau, bei dem die $K \times I$ Parameter mit M Möglichkeiten gleiche Wahrscheinlichkeiten aufweisen. Nimmt $S(\hat{p})$ den Wert Null an, dann besteht keine Unsicherheit, da $p_{ik}^m = 1$ für ein m und $p_{ik}^r = 0$ für alle $r \neq m$. Jedoch ist die Unsicherheit maximal, wenn die geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung uniform und somit $S(\hat{p})$ gleich Eins ist. In diesem Fall gilt $p_{ik}^m = 1 / M$ für alle $m = 1, 2, \ldots, M$. Für die Störvariable u_i^b ist der normalisierte Entropieindikator definiert als

(8) $$S(\hat{w}) = -\sum_{n=1}^{N} \hat{w}_{ib}^n \ln\left(\hat{w}_{ib}^n\right) \Big/ IB \ln(N)$$, für alle i und b ,

wobei $S(\hat{w}) \in [0, 1]$ und $I B \ln(N)$ die maximale Unsicherheit für die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Störvariablen angibt. Als vorzüglich wird nun die Modellspezifikation erachtet, bei welcher der normalisierte Entropieindikator $S(\hat{p})$ für die verfahrensspezifischen Koeffizienten maximal ist (vgl. LÉON ET AL. 1999: 436, PEETERS und SURRY 2003: 22).

4. Ausgewählte Modellergebnisse

Im Folgenden werden die in Tabelle 1 aufgeführten Vorleistungen und die Bruttowertschöpfung mit Hilfe der im vorangegangenen Abschnitt dargestellten Methode auf einzelne Produktionsverfahren verteilt. Für die Schätzung wurde das arithmetische Mittel der Werte zweier aufeinanderfolgender Jahre gebildet, um den Einfluss extremer Beobachtungswerte, beispielsweise jährliche Ertragsschwankungen bei den pflanzlichen Erzeugnissen, zu reduzieren (vgl. ERRINGTON 1989: 53). Aus den insgesamt 14 zur Verfügung stehenden Jahren, ergeben sich somit sieben Beobachtungszeitpunkte. Um die Gleichung (1) zu reparametrisieren, werden vorab die Stützpunkte der verfahrensspezifischen Koeffizienten β_{ik} und der Störvariable u_i^b festgelegt. Da $0 < \beta_{ik} < 1$ gilt, ist der theoretisch maximal mögliche Wertebereich für diesen Koeffizienten bekannt. Bei einer Verwendung von 11 Stützpunkten und unter der Annahme, dass jeder Wert innerhalb dieses Intervalls gleich wahrscheinlich ist, ergibt sich der in Tabelle 2 (Modellspezifikation A) dargestellte Stützpunktbereich. In der Realität ist es jedoch kaum vorstellbar, dass verfahrensspezifische Koeffizienten Werte in der Größenordnung von Eins annehmen. In einer zweiten Modellspezifikation (B) wird daher der maximal mögliche Wertebereich auf $0 < \beta_{ik} < 0{,}8$ beschränkt. Zudem wird in weiteren Spezifikationen geprüft, ob durch eine links- bzw. rechtssteile Verteilung der Stützpunkte im vorgegebenen Wertebereich sowie durch Verringerung der Stützpunktanzahl das Modellergebnis verbessert werden kann. In Tabelle 2 sind die verschiedenen Modellspezifikationen (A bis G) hinsichtlich der Schätzung der verfahrensspezifischen Koeffizienten zusammengefasst.

Tabelle 2: Alternative Modellspezifikationen für die Schätzung verfahrensspezifischer Koeffizienten[a)]

(i)	*(ii)* Anzahl der Stützpunkte	*(iii)* Verteilung	*(iv)* Gewählte Stützpunkte	*(v)* $S(\hat{p})$	*(vi)* $S(\hat{w})$
A	11	Symmetrisch	**0**; 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8; 0,9; **1**	0,537	0,984
B	11	Symmetrisch	**0**; 0,08; 0,16; 0,24; 0,32; 0,40; 0,48; 0,56; 0,64; 0,72; **0,8**	0,582	0,981
C	11	Linkssteil	**0**; 0,025; 0,05; 0,075; 0,1; 0,125; 0,15; 0,2; 0,3; 0,5; **0,8**	0,715	0,983
D	11	Rechtssteil	**0**; 0,3; 0,5; 0,6; 0,65; 0,675; 0,7; 0,725; 0,75; 0,775; **0,8**	0,400	0,987
E	6	Symmetrisch	**0**; 0,16; 0,32; 0,48; 0,64; **0,8**	0,557	0,983
F	6	Linkssteil	**0**; 0,05; 0,15; 0,3; 0,5; **0,8**	0,663	0,985
G	6	Rechtssteil	**0**; 0,3; 0,5; 0,65; 0,75; **0,8**	0,466	0,986

Anmerkungen: [a)] Die normalisierten Entropieindikatoren in den Spalten *v* und *vi* wurden für das Jahr 2003/2004 berechnet.
Quelle: In Anlehnung an LÉON ET AL. (1999: 435); eigene Berechnungen.

Derart konkrete Anhaltspunkte bezüglich der Größenordnung wie für β_{ik} gibt es für die Werte der Störvariablen u_i^b nicht. LEON ET AL. (1999: 433) sowie PEETERS und SURRY (2003: 20) errechnen den Stützpunktbereich für u_i^b über den Standardfehler σ_u einer Kleinst-Quadrat-Schätzung von Gleichung (1). Die Autoren gehen davon aus, dass u_i^b symmetrisch mit dem

dreifachen Standardfehler um den Nullpunkt verteilt ist und wählen dafür drei Stützpunkte (+ 3 σ_u ; 0 ; -3 σ_u). Da aus den Daten der R-LGR das Maximierungsproblem in Gleichung (6) für einige Beobachtungszeitpunkte nicht lösbar war, wurde in der Schätzung der zulässige Wertebereich für die Störvariable generell auf +/- 10 σ_u vergrößert[5]. Die geeignete Modellspezifikation für β_{ik} in der Schätzung wird durch den normalisierten Entropieindikator $S(\hat{p})$ ermittelt. Hierfür wird für einen Beobachtungszeitpunkt das Modell mit den unterschiedlichen Spezifikationen geschätzt und untersucht, bei welcher der normalisierte Entropieindikator $S(\hat{p})$ die höchsten Werte aufweist. Spalte *v* in Tabelle 2 zeigt, dass für β_{ik} eine linkssteile Verteilung von 11 Stützpunkten im zulässigen Wertebereich von 0 bis 0,8 die besten Schätzergebnisse erzielt (Modelspezifikation C)[6]. Abschließend sind in Spalte *vi* der Tabelle 2 die normalisierten Entropieindikatoren $S(\hat{w})$ für die Störvariable aufgeführt. Ihre geringen Abweichungen voneinander zeigen, dass $S(\hat{w})$ relativ unabhängig von dem gewählten Stützpunktbereich für β_{ik} ist (vgl. LÉON ET AL. 1999: 437).

Basierend auf der Modellspezifikation C werden für die Beobachtungszeitpunkte 1991/1992 bis 2003/2004 verfahrensspezifische Koeffizienten aus den Werten der R-LGR geschätzt[7]. Um im Folgenden die Entwicklung des Faktoreinsatzes mengenmäßig darzustellen, werden die Modellergebnisse in einem weiteren Arbeitschritt modifiziert. Hierfür wird Gleichung (1) umgeschrieben und zur Vereinfachung vom Störterm abstrahiert:

$$(9) \qquad r_i^b \times vp_i = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} \left(q_k^b \times pp_k \right), \text{ für i = 1, 2, … , I und b = 1, 2, … , B}$$

wobei r_i^b für die Faktoreinsatzmenge von Vorleistung *i* im Bundesland *b* steht und vp_i den Preis für Vorleistung *i* bezeichnet. q_k^b ist die Produktionsmenge von Erzeugnis *k* im Bundesland *b* und pp_k der entsprechende Preis. Es werden somit gleiche Vorleistungs- und Produktpreise für die einzelnen Bundesländer angenommen. Werden beide Seiten der Gleichung (9) durch den Preis für Vorleistung *i* dividiert, so ergibt sich:

$$(10) \qquad r_i^b = \sum_{k=1}^{K} \beta_{ik} \times \frac{pp_k}{vp_i} \times q_k^b = \sum_{k=1}^{K} A_{ik} \times q_k^b \text{ für i = 1, 2, … , I und b = 1, 2, … , B , mit}$$

$$(11) \qquad A_{ik} = \beta_{ik} \times \frac{pp_k}{vp_i} .$$

[5] HECKELEI und WOLFF (2002: 381) weisen darauf hin, dass die angemessene Weite des Stützpunktbereichs für die Störvariable bereits viel diskutiert wurde, jedoch nicht endgültig geklärt ist. Während GOLAN ET. AL. (1996: 88) die so genannte Drei-Sigma-Regel (+/- 3 σ_u) vorschlagen, fordert PRECKEL (2001: 371) bei wenigen Anhaltspunkten ein möglichst weites Intervall hinsichtlich des zulässigen Wertebereichs.

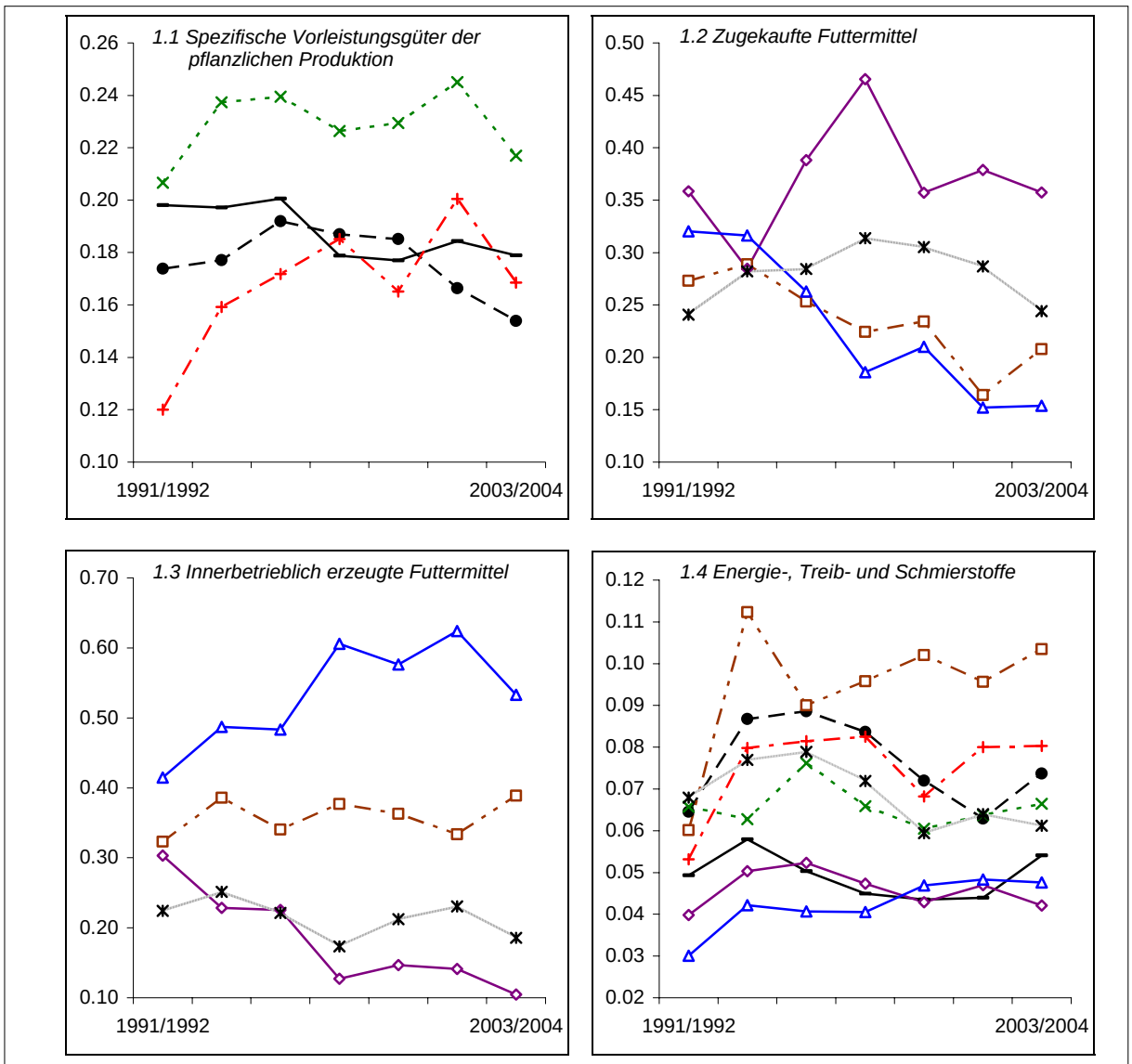
[6] Auch bei LÉON ET AL. (1999: 437) und PEETERS und SURRY (2003: 22) wird eine linkssteile Verteilung als geeignete ausgewählt. Die Autoren führen es darauf zurück, dass die verfahrensspezifischen Koeffizienten in der Regel näher an Null liegen als am oberen Endpunkt des zulässigen Wertebereichs.

[7] Die Berechnungen wurden mit dem General Algebraic Modeling System (GAMS) durchgeführt.

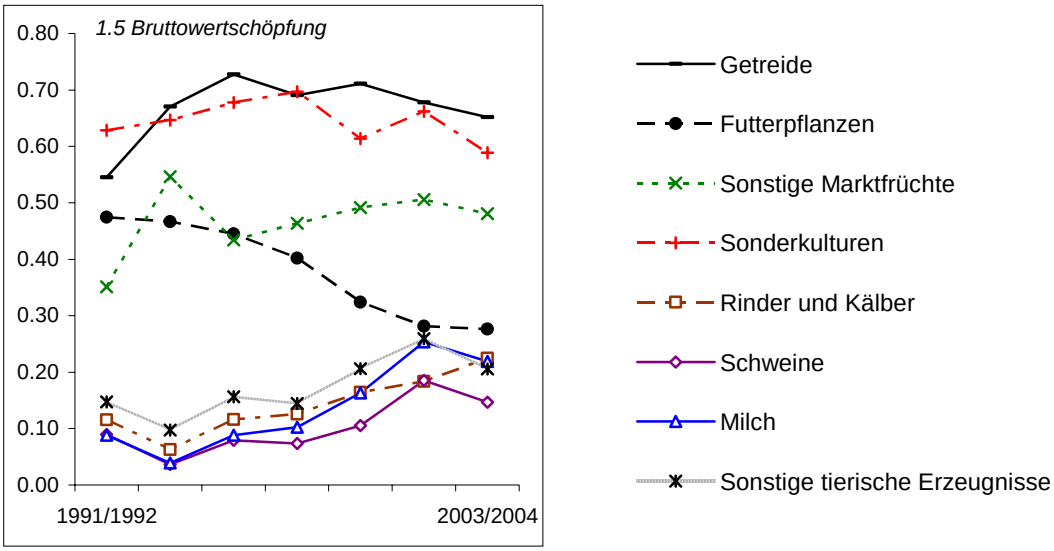
Gleichung (10) zeigt, dass sich die mengenmäßige Vorleistungsnachfrage r_i^b als lineare Funktion der Produktionsmengen q_k^b darstellen lässt. A_{ik} gibt dabei die mengenbezogenen Vorleistungskoeffizienten an, welche die in Gleichung (2) aufgestellte „adding up"-Bedingung nicht mehr erfüllen.

Die aus Gleichung (11) berechneten Vorleistungskoeffizienten sind in Abbildung 1 graphisch dargestellt[8]. Es sei darauf hingewiesen, dass sich die Liniendiagramme teilweise in ihrer Skalierung auf der Ordinate unterscheiden, um die Übersichtlichkeit zu verbessern.

Abbildung 1: Vorleistungskoeffizienten für die Landwirtschaft in Deutschland, 1991-2004[a)]



[8] Da aus Platzgründen nicht alle Modellergebnisse präsentiert werden können, bleiben die beiden Vorleistungskategorien „Instandhaltungen" und „Sonstige Vorleistungen" im weiteren Verlauf unberücksichtigt.



Anmerkungen: [a)] Die hier aufgeführten Vorleistungskoeffizienten geben den durchschnittlichen (für alle Bundesländer) mengenbezogenen Faktoreinsatz bzw. die mengenbezogene Bruttowertschöpfung je Mengeneinheit eines Erzeugnisses an.
Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten der R-LGR, des STATISTISCHEN BUNDESAMTS und EUROSTAT.

Erwartungsgemäß zeigt sich eine heterogene Verteilung der Faktoreinsatzmengen für die untersuchten Produktionsverfahren. Für die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion ergeben sich relativ konstante Vorleistungskoeffizienten (vgl. Abbildung 1.1). Lediglich für Sonderkulturen lässt sich diesbezüglich ein deutlich steigender Faktoreinsatz beobachten. Bei der Vorleistungskategorie „zugekaufte Futtermittel“ zeigen sich in Abbildung 1.2 für die Schweineproduktion große Schwankungen in den Jahren 1993/94 bis 1997/98. Für die Produktionsverfahren Rinder und Kälber und insbesondere Milch lässt sich dagegen ein klarer Rückgang des Einsatzes zugekaufter Futtermittel feststellen. Diese Entwicklung kann sicherlich auch auf steigende Grundfutterqualitäten im Zeitablauf zurückgeführt werden. Die große und wachsende Bedeutung innerbetrieblich erzeugter Futtermittel bei Rindern und Kälbern sowie Milch zeigt Abbildung 1.3. Bei Schweinen kommt es indessen zu einem starken Rückgang des Einsatzes innerbetrieblich erzeugter Futtermittel. Für Energie-, Treib- und Schmierstoffe ergeben sich die geringsten Vorleistungskoeffizienten von allen untersuchten Vorleistungen (vgl. Abbildung 1.4). Dabei weisen sie, mit Ausnahme einer deutlichen Zunahme bei Rindern und Kälbern von 1991/92 bis 1993/1994, relativ konstante Werte auf. Abschließend ist in Abbildung 1.5 die Entwicklung der Bruttowertschöpfung aufgeführt. Es zeigt sich ein klarer Abstand zwischen den hohen Koeffizienten für pflanzliche und den niedrigen für tierische Erzeugnisse. Für letztere kann allerdings generell eine Zunahme beobachtet werden. Es soll betont werden, dass die berechnete Bruttowertschöpfung für die einzelnen Produktionsverfahren nicht mit dem Einkommen gleichzusetzen ist (vgl. Koester 1992: 173). So sind beispielsweise Entgelte für die Flächenpacht, welche in der pflanzlichen Erzeugung aufgrund des hohen Pachtflächenanteils von großer Bedeutung sind, nicht in den Daten enthalten.

5. Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurde die Maximum-Entropie-Methode angewandt, um aus der R-LGR verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland zu berechnen und Entwicklungen im Zeitablauf darzustellen. Der gewählte Ansatz erlaubt dabei im Vergleich zu klassischen Schätzverfahren eine relativ flexible und einfache Einbeziehung von Nebenbedingungen in die Modellspezifikation. Im vorliegenden Fall werden auf diese Weise Parameterrestriktionen und „adding up"-Bedingungen in der empirischen Analyse berücksichtigt. Es ist mit dem gewählten Ansatz jedoch nicht möglich, preisinduzierte Effekte auf die Faktoreinsatzmenge zu untersuchen, da die Vorleistungs- und Produktpreise nicht explizit in die Modellspezifikation eingehen. Die geschätzten Vorleistungskoeffizienten gelten somit nur bei kurzfristiger Betrachtungsweise und sollten demzufolge in gewissen zeitlichen Abständen aktualisiert werden.

Bezüglich der Modellergebnisse ergeben sich für einige Erzeugnisse sehr hohe Vorleistungskoeffizienten. Dieses betrifft beispielsweise den Einsatz zugekaufter Futtermittel bei Schweinen und innerbetrieblich erzeugter Futtermittel bei Milch. Zudem zeigen sich bei der Bruttowertschöpfung deutliche Unterschiede zwischen den pflanzlichen und tierischen Erzeugnissen. Eine eingehendere Untersuchung der Bestimmungsgründe für einzelne Modellergebnisse erscheint daher notwendig. Wünschenswert wäre ein Vergleich der Modellergebnisse mit tatsächlich beobachteten Vorleistungskoeffizienten in Deutschland. Auf einer derart aggregierten Ebene waren diese Daten jedoch nicht verfügbar. Für die Zukunft wäre es aus Sicht der Autoren ebenfalls von Interesse die mitunter großen Schwankungen der einzelnen Vorleistungskoeffizienten gerade zu Beginn des Untersuchungszeitraums näher zu erklären. Dabei könnte unter anderem in der Modellschätzung zwischen den neuen und den alten Bundesländern unterschieden werden, um eventuell Auswirkungen der Wiedervereinigung aufzuzeigen.

Literaturverzeichnis

ERRINGTON, A. (1989): Estimating Enterprise Input-Output Coefficients from Regional Farm Data. In: Journal of Agricultural Economics 40 (1): 52-56.

EUROPÄISCHE KOMMISSION (2000): Handbuch zur Landwirtschaftlichen und Forstwirtschaftlichen Gesamtrechnung LGR/FGR 97 (Rev. 1.1). Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften, Themenkreis 5, Reihe E, Luxemburg.

EUROSTAT: Economic Accounts for Agriculture, Long series: indices: volume, price, values.

GOLAN, A., G. JUDGE und D. MILLER (1996): Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data. New York: John Wiley & Sons.

HECKELEI, T. und H. WOLFF (2002): Ansätze zur (Auf-) Lösung eines alten Methodenstreits: Ökonometrische Spezifikation von Programmierungsmodellen zur Agrarangebotsanalyse. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. 37: 377-387.

HORNBAKER, R. H., B. L. DIXON und S. T. SONKA (1989): Estimating Production Activity Costs for Multioutput Firms with a Random Coefficient Regression Model. In: American Journal of Agricultural Economics 65 (4): 167-177.

JUST, R. E., D. ZILBERMAN und E. HOCHMAN (1983): Estimation of Multicrop Production Functions. In: American Journal of Agricultural Economics 65 (4): 770-780.

JUST, R. E., D. ZILBERMAN, E. HOCHMAN und Z. BAR-SHIRA (1990): Input Allocation in Multicrop Systems. In: American Journal of Agricultural Economics 72 (1): 200-209.

KOESTER, U. (1992): Grundzüge der landwirtschaftlichen Marktlehre 2. Auflage. WiSo Kurzlehrbücher, Reihe Volkswirtschaft. Verlag Franz Vahlen GmbH, München.

LENCE, S. H. UND D. J. MILLER (1998): Recovering Output-Specific Inputs from Aggregate Input Data: A Generalized Cross-Entropy Approach. In: American Journal of Agricultural Economics 80 (4): 852-867.

LEÓN, Y., L. PEETERS, M. QUINQU und Y. SURRY (1999): The Use of Maximum Entropy to Estimate Input-Output Coefficients from Regional Farm Accounting Data. In: Journal of Agricultural Economics 50 (3): 425-439.

MIDMORE, P. (1990): Estimating Input-Output Coefficients from Regional Farm Data - A Comment. In: Journal of Agricultural Economics 41 (1): 108-111.

OUDE LANSINK, A. (1999): Generalised Maximum Entropy and Heterogeneous Technologies. In: European Review of Agricultural Economics 26 (1):101-115.

PEETERS, L. und Y. SURRY (2003): Farm Cost Allocation Based on the Maximum Entropy Methodology: The Case of Saskatchewan Crop Farms. Agriculture and Agri-Food Canada (AAFC), Technical Report; 2121/E, Ottawa, Ontario.

PRECKEL, P. V. (2001): Least Squares and Entropy: A Penalty Function Perspective. In: American Journal of Agricultural Economics 83 (2): 366-377.

STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006): Regionale Landwirtschaftliche Gesamtrechnung R-LGR. In: http://www.statistik.baden-wuerttemberg.de/ Landwirtschaft/LGR/Laender_home.asp.

STATISTISCHES BUNDESAMT: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Kapitel: Preise. Verschiedene Jahrgänge.