

Nr. 82

Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland*

von

Heiko HANSEN** und Yves SURRY***

Gießen, Juni 2007

* Ergebnisse dieses Beitrags entstanden im Teilprojekt D1, „Agrarmarktpolitische Optionen zur Beeinflussung der Landnutzung: Regionalvermarktung und verbraucherorientierte Marktregulierung“, des Sonderforschungsbereichs 299 („Landnutzungskonzepte für periphere Regionen“). Der Deutschen Forschungsgemeinschaft sei für die finanzielle Förderung gedankt.



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

*** Professor Yves Surry, Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Economics, Box 7013, 750 07 Uppsala, Sweden. e-mail: yves.surry@ekon.slu.se.

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ enthalten Manuskripte in einer vorläufigen Fassung, die noch nicht anderweitig veröffentlicht worden sind. Es wird daher gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher abzustimmen.

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ werden herausgegeben vom: Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen, Bundesrepublik Deutschland, Tel.: (06 41) 99-3 70 20, Fax: (06 41) 99-3 70 29.

Zusammenfassung

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.

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 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 Deutschland¹. 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 8×6 verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen plus 8×1 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

² 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).

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. 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.

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
<i>Summe (Produktionswerte)</i>	<i>40027</i>	<i>100,0</i>		
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	-	-
<i>Summe (Vorleistungen)</i>	<i>26127</i>	<i>65,3</i>		
7. Bruttowertschöpfung	13900	34,7	** , +	2,8
<i>Summe (Vorleistungen und Bruttowertschöpfung)</i>	<i>40027</i>	<i>100,0</i>		

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.

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*

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.).

Vorleistungen, die in B Bundesländern verwendet werden, um K Erzeugnisse zu erstellen, sei die folgende Nachfragefunktion für eine Vorleistung gegeben:

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

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 Bruttowertschöpfung³. 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 Regressionsmodell 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 LÉON ET AL. (1999: 430) verweisen beispielsweise darauf, dass die Störvariable u_i^b nicht unabhängig ist, wenn gilt:

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

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) singular ist und die Kleinst-Quadrat-Methode zur Schätzung nicht angewendet werden kann⁴. 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 konkreten Fall können damit Gleichung (2) sowie die Nichtnegativität der Regressionskoeffizienten β_{ik} als zusätzliche Bedingungen in die Schätzung einbezogen werden.

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.).

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} :

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

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

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

wobei v die Stützpunkte mit der Dimension n für die Störvariable u_i^b sind und w_{ib}^n die dazugehörigen unbekanntenen 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 $a_j, j = 1, 2, \dots, J$ und den Eintrittswahrscheinlichkeiten p_j mit der Summe Eins, ist die Maximale Entropie definiert als

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

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. $p_1 = p_2 = \dots = p_j = 1 / J$. 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:

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

unter den Nebenbedingungen

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

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

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

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

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

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

wobei $S(\hat{p}) \in [0, 1]$ und $KI \ln(M)$ 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 $m = 1, 2, \dots, M$. Für die Störvariable u_i^b ist der normalisierte Entropieindikator definiert als

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

wobei $S(\hat{w}) \in [0, 1]$ und $IB \ln(N)$ 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.

Derart konkrete Anhaltspunkte bezüglich der Größenordnung wie für β_{ik} gibt es für die Werte der Störvariablen u_i^b nicht. LÉON 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 ($+ 3 \sigma_u$; 0 ; $-3 \sigma_u$). 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 vergrößert⁵.

Tabelle 2: Alternative Modellspezifikationen für die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen ^{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.

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 (Modellspezifikation 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).

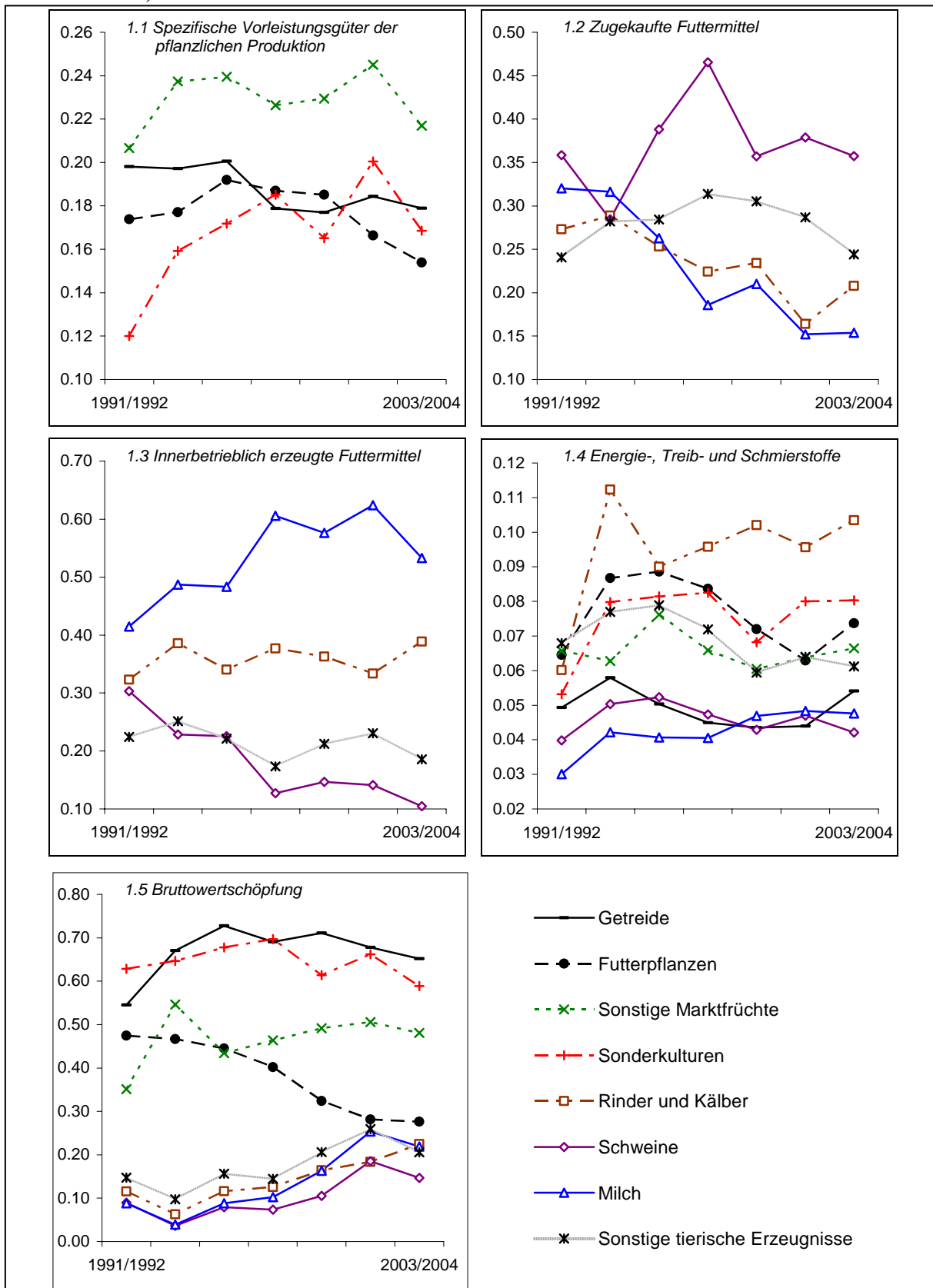
Basierend auf der Modellspezifikation C werden für die Beobachtungszeitpunkte 1991/1992 bis 2003/2004 verfahrensspezifische Koeffizienten aus den Werten der R-LGR geschätzt⁷. Um im Folgenden die Entwicklung des Faktoreinsatzes mengenmäßig darzustellen (vgl. Abbildung 1), werden die Modellergebnisse in einem weiteren Arbeitsschritt modifiziert.

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.

Abbildung 1: Verfahrensspezifische Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland, 1991-2004^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Die hier aufgeführten Vorleistungskoeffizienten geben den durchschnittlichen 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.

Hierfür wird Gleichung (1) umgeschrieben und zur Vereinfachung vom Störterm abstrahiert:

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

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:

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

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

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 dargestellt⁸. Es sei darauf hingewiesen, dass sich die Liniendiagramme teilweise in ihrer Skalierung auf der Ordinate unterscheiden, um die Übersichtlichkeit zu verbessern. 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

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

bei Rindern und Kälbern sowie Milch zeigt Abbildung 1.3. Bei Schweinen kommt es indes-
sen 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 kon-
stante Werte auf. Abschließend ist in Abbildung 1.5 die Entwicklung der Bruttowertschöp-
fung 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 Bruttowert-
schöpfung 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 be-
rechnen 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 Effek-
te auf die Faktoreinsatzmenge zu untersuchen, da die Vorleistungs- und Produktpreise nicht
explizit in die Modellspezifikation eingehen. Die geschätzten Vorleistungskoeffizienten gel-
ten somit nur bei kurzfristiger Betrachtungsweise und sollten demzufolge in gewissen zeitli-
chen Abständen aktualisiert werden.

Bezüglich der Modellergebnisse ergeben sich für einige Erzeugnisse sehr hohe Vorlei-
stungskoeffizienten. 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 Er-
zeugnissen. Eine eingehendere Untersuchung der Bestimmungsgründe für einzelne Modell-
ergebnisse erscheint daher notwendig. Wünschenswert wäre ein Vergleich der Modellergeb-
nisse 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.

Literatur

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/Laen-der_home.asp.
- STATISTISCHES BUNDESAMT: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Kapitel: Preise. Verschiedene Jahrgänge.

Nr. 1 –40: siehe Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 72.

41. Manfred WIEBELT, Allgemeine Wirtschaftspolitik und Agrarsektorentwicklung in Entwicklungsländern - Eine allgemeine Gleichgewichtsanalyse. Februar 1997, 31 Seiten.
(als erweiterte Fassung erschienen unter dem Titel "Wie beeinflusst die allgemeine Wirtschaftspolitik die Landwirtschaft? Transmissionsmechanismen und ihre quantitative Bedeutung" in "Berichte über Landwirtschaft", Band 75 (1997), Heft 4, S. 515-538)
42. Kerstin PFAFF und Eva BEIMDICK, Der internationale Teemarkt: Marktüberblick, Protektionsanalyse und Entwicklung ökologisch erzeugten Tees. Februar 1997, 38 Seiten.
43. Anke GIERE, Roland HERRMANN und Katja BÖCHER, Wie beeinflussen Ernährungsinformationen den Nahrungsmittelkonsum im Zeitablauf? Konstruktion eines Ernährungsinformationsindex und ökonometrische Analyse des deutschen Butterverbrauchs. Mai 1997, 44 Seiten.
(gekürzte und geänderte Fassung erschienen unter dem Titel "Ernährungsinformationen und Nahrungsmittelkonsum: Theoretische Überlegungen und empirische Analyse am Beispiel des deutschen Buttermarktes" in "Agrarwirtschaft", Jg.46 (1997), Heft 8/9, S.283-293)
44. Joachim KÖHNE, Die Bedeutung von Preisverzerrungen für das Wirtschaftswachstum der Reformländer in Mittel- und Osteuropa. September 1997, 16 Seiten.
45. Christoph R. WEISS, Firm Heterogeneity and Demand Fluctuations: A Theoretical Model and Empirical Results. September 1997, 16 Seiten.
46. Roland HERRMANN und Claudia RÖDER, Some Neglected Issues in Food Demand Analysis: Retail-Level Demand, Health Information and Product Quality. Oktober 1997, 27 Seiten.
(überarbeitete Fassung erschienen in „Australian Journal of Agricultural and Resource Economics“, Vol.42, No.4, 1998, S. 341-367)
47. Timothy JOSLING, The WTO, Agenda 2000 and the Next Steps in Agricultural Policy Reform. Mai 1998, 46 Seiten.
48. Kerstin PFAFF, Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. September 1998, 60 Seiten.
49. Kerstin PFAFF und Marc C. KRAMB, Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Hessen? Oktober 1998, 22 Seiten.
50. Axel REINHARDT, Determinanten der Investitionsaktivitäten der Ernährungsindustrie. Empirische Ergebnisse für die deutsche Fruchtsaftindustrie. Dezember 1998, 34 Seiten.
51. Roland HERRMANN, Claudia RÖDER und John M. CONNOR, How Market Structure Affects Food Product Proliferation: Theoretical Hypotheses and New Empirical Evidence for the U.S. and the German Food Industries. Februar 1999, 58 Seiten.
52. Roland HERRMANN und Richard SEXTON, Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. März 1999, 60 Seiten.
(ein Teil wurde in stark veränderter Form unter dem Titel "Market Conduct and Its Importance for Trade Policy Analysis: The European Banana Case" veröffentlicht in: MOSS, C., G. RAUSSER, A. SCHMITZ, T. TAYLOR und D. ZILBERMAN (eds.) (2001), Agricultural Globalization, Trade and the Environment. Dordrecht: Kluwer Academic Press, S. 153-177)
53. Stanley R. THOMPSON und Martin T. BOHL, International Wheat Price Transmission and CAP Reform. Juni 1999, 11 Seiten.
54. Michaela KUHL und P. Michael SCHMITZ, Macroeconomic Shocks and Trade Responsiveness in Argentina – A VAR Analysis. Juni 1999, 19 Seiten und Anhang.
(erschieden in "Konjunkturpolitik", Jg. 46, 2000, Heft 1/2, S. 62-92)
55. Roland HERRMANN, Johannes HARSCHKE und Kerstin PFAFF, Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? Juni 1999, 17 Seiten.
(etwas gekürzte Fassung erschienen in "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Heft 5/6, 1999, S.282-288)

56. Stanley R. THOMPSON und Wolfgang GOHOUT, CAP Reform, Wheat Instability and Producer Welfare. August 1999, 15 Seiten.
57. Silke SCHUMACHER, Nachwachsende Rohstoffe in Hessen: Analyse und Bewertung anhand des Fallbeispiels Raps. August 1999, 24 Seiten.
58. Ernst-August NUPPENAU, Nature Preservation as Public Good in a Community of Farmers and Non-Farm Residents: Applying a Political Economy Model to Decisions on Financial Contributions and Land Allocation. August 1999, 40 Seiten.
(wurde in veränderter Form unter dem Titel "Public Preferences, Statutory Regulations and Bargaining in Field Margin Provision for Ecological Main Structures" veröffentlicht in "Agricultural Economics Review", Vol. 1, No. 1, (2000), S. 19-32)
59. Stanley R. THOMPSON, Roland HERRMANN und Wolfgang GOHOUT, Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. März 2000, 18 Seiten.
(erschieden in "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 82 (2000), No. 3, S. 718-726)
60. Roland HERRMANN, Marc KRAMB und Christina MÖNNICH, The Banana Dispute: Survey and Lessons. September 2000, 29 Seiten.
(gekürzte und stark veränderte Fassung erschienen in „Quarterly Journal of International Agriculture“, Vol. 42 (2003), No. 1, S. 21-47)
61. Roland HERRMANN, Stephanie KRISCHIK-BAUTZ und Stanley R. THOMPSON, BSE and Generic Promotion of Beef: An Analysis for 'Quality from Bavaria'. Oktober 2000, 18 Seiten.
(geänderte Fassung erschienen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 18 (2002), No. 3, S. 369-385)
62. Andreas BÖCKER, Globalisierung, Kartelle in der Ernährungswirtschaft und die Möglichkeit der Neuen Industrieökonomie zur Feststellung von Kollusion. November 2000, 37 Seiten.
63. Kerstin PFAFF, Linkages Between Marketing Levels in the German Meat Sector: A Regional Price Transmission Approach with Marketing-Cost Information. Mai 2001, 17 Seiten.
(stark überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Processing Costs and Price Transmission in the Meat Marketing Chain: Analysis for a German Region“, in „Journal of International Food and Agribusiness Marketing“, Vol. 15 (2003), Nos. 1/2, S. 7-22 von Kerstin PFAFF, Sven ANDERS und Roland HERRMANN)
64. Roland HERRMANN, Anke MÖSER und Elke WERNER, Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. Mai 2001, 28 Seiten.
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft“, Jg. 51 (2002), Heft 2, S. 99-111)
65. Stanley R. THOMPSON, Wolfgang GOHOUT und Roland HERRMANN, CAP Reforms in the 1990s and Their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. Dezember 2001, 14 Seiten.
(erschieden in „Journal of Agricultural Economics“, Vol. 53 (2002), No. 1, S. 1-13)
66. Andreas BÖCKER, Extending the Application of Experimental Methods in Economic Analysis of Food-Safety Issues: A Pilot Study on the Impact of Supply Side Characteristics on Consumer Response to a Food Scare. Juni 2002, 30 Seiten.
(veränderte Fassung erschienen unter dem Titel „Consumer response to a food safety incident: Exploring the role of supplier differentiation in an experimental study“ in „European Review of Agricultural Economics“, Vol. 29 (2002), No. 1, p. 29-50)
67. Andreas BÖCKER, Perception of Food Hazards – Exploring the Interaction of Gender and Experience in an Experimental Study. Juni 2002, 24 Seiten.
(stark veränderte Fassung erschienen unter dem Titel „Geschlechterdifferenzen in der Risikowahrnehmung bei Lebensmitteln genauer betrachtet: Erfahrung macht den Unterschied“ in „Hauswirtschaft und Wissenschaft“, Jg. 29 (2002), Heft 2, S. 65-75)
68. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten. Juni 2002, 29 Seiten.
(erschieden in „Konjunkturpolitik“, Jg. 48 (2002), Heft 2, S. 199-227)

69. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE und Roland HERRMANN, The Regional Incidence of European Agricultural Policy: Measurement Concept and Empirical Evidence. Oktober 2002, 18 Seiten.
(wesentlich überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Regional Income Effects of Producer Support under the CAP“ in „Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales“, No. 73, 2004, S. 104-121 von Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE, Roland HERRMANN und Klaus SALHOFER)
70. Roland HERRMANN, Nahrungsmittelqualität aus der Sicht der Verbraucher und Implikationen für Pflanzenproduktion und Politik. Juni 2003, 16 Seiten.
71. Sven ANDERS, Agrarökonomische Analyse regionaler Versorgung. November 2003, 20 Seiten.
(erschieden in: T. MARAUHN und S. HESELHAUS (Hrsg.) (2004), „Staatliche Förderung für regionale Produkte“, Mohr Siebeck, Tübingen, S. 73-92)
72. Sabine KUBITZKI, Sven ANDERS und Heiko HANSEN, Branchenspezifische Besonderheiten im Innovationsverhalten des Ernährungsgewerbes: Eine empirische Analyse des Mannheimer Innovationspanels. Dezember 2003, 23 Seiten.
(erweiterte Fassung von S. KUBITZKI und S. ANDERS, erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54, Heft 2 (2005), S. 101-111)
73. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Psychological Prices of Branded Foods and Price Rigidity: Evidence from German Scanner Data. März 2004, 27 Seiten.
(stark veränderte Fassung zur Veröffentlichung angenommen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 21 (2005))
74. Roland HERRMANN, Sven ANDERS und Stanley THOMPSON, Übermäßige Werbung und Marktsegmentierung durch staatliche Förderung der Regionalvermarktung: Eine theoretische Analyse. März 2004, 18 Seiten.
(erweiterte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54, Heft 3 (2005), S. 171-181)
75. Andreas BÖCKER, Jochen HARTL, Christoph KLIEBISCH und Julia ENGELKEN, Extern segmentierte Laddering-Daten: Wann sind Segmentvergleiche zulässig und wann Unterschiede zwischen Segmenten signifikant? - Ein Vorschlag für einen Homogenitätstest. März 2005, 62 Seiten.
76. Sven ANDERS, Measuring Market Power in German Food Retailing: Regional Evidence. März 2005, 16 Seiten.
77. Heiko HANSEN und Johannes HARSCHKE, Die Förderung landwirtschaftlicher Erzeugnisse durch die Europäische Agrarpolitik: Regionale Auswirkungen in Deutschland und Bestimmungsgründe. April 2005, 13 Seiten.
(erschieden in: Unternehmen im Agrarbereich vor neuen Herausforderungen, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 41, 2006, S. 471-481)
78. Johannes HARSCHKE, Die Bestimmungsgründe der Agrarförderung in Industrieländern und Schwellenländern. Mai 2005, 14 Seiten.
79. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, The Role of Business Expectations for New Product Introductions: A Panel Analysis for the German Food Industry. Oktober 2005, 18 Seiten.
(etwas veränderte Fassung erschienen in „Journal of Food Distribution Research“, Vol. 38 (2006))
80. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE, Roland HERRMANN, Klaus SALHOFER und Ramona TEUBER, The Regional Allocation of EU Producer Support: How Natural Conditions and Farm Structure Matter. Januar 2006, 32 Seiten.
(überarbeitete Fassung erscheint in „Jahrbuch für Regionalwissenschaft“ – Review of Regional Research“, Vol. 27 (2007))
81. Sven ANDERS, Stanley THOMPSON und Roland HERRMANN, Markets Segmented by Regional-Origin Labelling with Quality Control. Mai 2007, 27 Seiten.
82. Heiko HANSEN und Yves SURRY, Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland. Juni 2007, 14 Seiten.

