

# Wettbewerbsnachteile für die Landwirtschaft in peripheren Regionen? Theoretische Konzepte und empirische Messung

R. Hermann, S. Anders und J. Harsche

## Competitive Disadvantages of Agriculture in Remote Areas? Theoretical Concepts and Empirical Measurement

### 1. Problemstellung und Zielsetzung

Die Landwirtschaft unterliegt in fast allen Industrieländern einem erheblichen Strukturwandel. Auf die Wettbewerbsfähigkeit des Sektors Landwirtschaft wirken dabei die Marktbedingungen auf Output- und Inputmärkten ebenso ein wie staatliche Agrarmarktpolitiken, mit denen die Wettbewerbsfähigkeit beeinflusst werden soll. Zu vermuten ist,

dass als Folge unterschiedlicher naturräumlicher Bedingungen und unterschiedlicher regionaler Effekte der staatlichen Politik die Wettbewerbsfähigkeit der Landwirtschaft im interregionalen Vergleich sehr verschieden ausfällt. In diesem Beitrag wird der Frage nachgegangen, inwieweit Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft gerade in peripheren Regionen vorliegen. Als periphere Regionen werden Wirtschaftsräume mit Standortnachteilen im Hinblick auf die

### Summary

It is the main question of this article whether competitive disadvantages of agriculture do exist in remote regions and, if this is the case, whether these disadvantages are compensated by agricultural policy. The analysis focuses on the Hessian Lahn/Dill-Bergland in Germany, which is a rural area with unfavourable natural and structural conditions for agriculture. Two standard hypotheses for competitive disadvantages for the selected region are not confirmed: (i) the factor-immobility hypothesis; (ii) the market-power hypothesis for the processing sector. Agricultural households react as expected to agricultural and non-agricultural incentives. Regional meat markets are integrated in a competitive national meat market. However, disadvantages due to natural conditions and location are strong and induce a substantial share of part-time farming. Governmental support, in particular recent policy changes towards direct transfers, favour agriculture in the regions and slow down structural change.

**Key words:** Competitive disadvantages, less favoured areas, protectionism, agricultural policy, subsidies.

### Zusammenfassung

Diesem Beitrag liegt die Frage zugrunde, ob in peripheren Regionen Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft bestehen und inwiefern diese Wettbewerbsnachteile durch die staatliche Agrarpolitik kompensiert werden. Als Beispielsregion wird das hessische Lahn/Dill-Bergland verwendet, wo als Folge naturräumlicher und standortbedingter Nachteile sowohl der Branche- als auch der Nebenerwerbsanteil in der Landwirtschaft hoch ist. Die quantitative Analyse kann Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft dieser Region als Folge von Immobilität der landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren oder von Marktmacht im Vermarktungskanal nicht bestätigen. So reagieren Landwirte der Untersuchungsregion eindeutig auf Veränderungen der Anreize innerhalb oder außerhalb der Landwirtschaft, und für den Bereich Fleisch zeigen Marktintegrations- und Marktmachttests, dass die regionalen Fleischmärkte gut in überregionale Märkte integriert sind. Zwischen Schlachtstätten und Landwirten liegt annähernd Wettbewerbsverhalten vor. Die naturräumlichen und standortbedingten Nachteile der Region sind groß, so dass der Strukturwandel aus der Landwirtschaft heraus durch staatliche Instrumente der Agrarmarktpolitik nur verlangsamt werden konnte.

**Schlagnworte:** Wettbewerbsnachteile, benachteiligte Gebiete, Protektionsgrad, Agrarmarktpolitik, Kompensationszahlungen.

naturräumlichen Produktionsbedingungen der Landwirtschaft definiert. Als Beispiel wird das hessische Lahn/Dill-Bergland ausgewählt, ein typischer peripherer Standort, der charakterisiert ist durch ein großes Maß an Nebenerwerbslandwirtschaft und einen besonders hohen Bracheanteil (FREDE und BACH, 1999). Diese Region wird im Sonderforschungsbereich 299, „Landnutzungskonzepte in peripheren Regionen“, aus interdisziplinärer Sicht untersucht.

Wettbewerbsnachteile in einer solchen peripheren landwirtschaftlichen Produktionsregion können auf Input- oder Outputmärkten entstehen: Möglicherweise ist die Landwirtschaft in diesen Regionen relativ schwach in überregionale Märkte integriert, und es gilt dort die Lehrbuchthese von den Wettbewerbsnachteilen der Landwirtschaft als Folge von Marktmacht auf der Marktgegenseite. Ist dies der Fall, stellt sich die weitere Frage, inwieweit staatliche Agrarmarktpolitiken solche Wettbewerbsnachteile durch Einkommenstransfers kompensieren. Dieser Beitrag widmet sich diesen Fragen mit unterschiedlichen Untersuchungsmethoden in einer quantitativen Analyse.

Der Beitrag ist wie folgt organisiert. In Abschnitt 2 wird zunächst herausgearbeitet, dass die landwirtschaftliche Erwerbstätigkeit und damit die Entwicklung der Landwirtschaft von der Entwicklung des regionalen Arbeitsmarkts, staatlicher Politik und von strukturellen Besonderheiten der landwirtschaftlichen Haushalte und den Standortbedingungen der Region bestimmt werden. Dann wird in Abschnitt 3 am Beispiel hessischer Fleischmärkte untersucht, ob auf landwirtschaftlichen Gütermärkten Wettbewerbsnachteile zu Lasten der Landwirtschaft in der peripheren Region vorliegen. Dem wird in Abschnitt 4 gegenübergestellt, inwieweit es staatlichen Agrarmarktpolitiken gelang, eventuelle Wettbewerbsnachteile in peripheren Regionen durch staatliche Agrarmarktpolitik zu kompensieren.

Eine Zusammenfassung und Folgerungen aus der Analyse runden den Beitrag ab.

## 2. Bedeutung der Wettbewerbssituation für die landwirtschaftliche Entwicklung in der Untersuchungsregion

Neben der Marktstruktur auf den Absatz- und Beschaffungsmärkten und der Situation auf dem außerlandwirtschaftlichen Arbeitsmarkt wirken vor allem Gunst- oder Ungunstoffaktoren der Landwirtschaft und agrarmarktpolitische Eingriffe auf die Wettbewerbsposition der landwirtschaftlichen Betriebe ein.

Für die Agrarstruktur einer Region ist das von den Mitgliedern landwirtschaftlicher Haushalte gewählte Erwerbsverhalten, also die Wahl zwischen der beruflichen Existenz als Haupterwerbslandwirt oder als Nebenerwerbslandwirt, von erheblicher Bedeutung. In den stark durch das produzierende Gewerbe geprägten Wirtschaftsräumen Mitteleuropas bildet die Nebenerwerbslandwirtschaft seit der Industrialisierung ein prägendes Element der jeweiligen regionalen Wirtschaftsstruktur, das auch während der jüngeren Vergangenheit eine bemerkenswerte Persistenz aufwies (vgl. hierzu etwa GASSON, 1993; oder WEISS, 1997). Dies gilt auch für den mittelhessischen und westhessischen Raum und schlägt sich auch heute noch nachhaltig in der dortigen landwirtschaftlichen Erwerbsstruktur nieder (HARSCH, 2000, 2002).

Bis auf den heutigen Tag ist somit die relative Bedeutung des landwirtschaftlichen Nebenerwerbs in weiten Landesteilen Hessens unverändert hoch. Von Ende der siebziger bis Mitte der neunziger Jahre erhöhten sich in Hessen gemäß den Abbildungen 1 und 2 sowohl der Anteil der Nebenerwerbsbetriebe an der Gesamtzahl der landwirt-

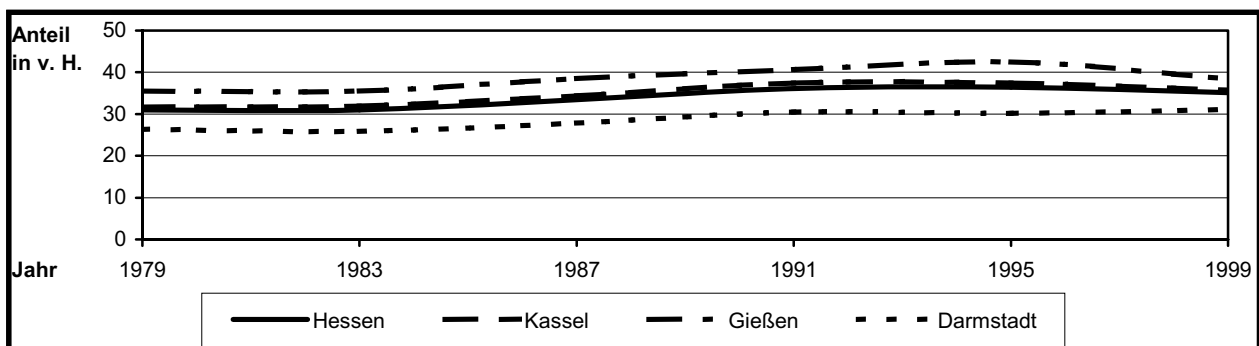


Abbildung 1: Anteil der Nebenerwerbsbetriebe an den landwirtschaftlichen Betrieben in Hessen und in den hessischen Regierungsbezirken, 1979–1999

Figure 1: Share of part time farms in Hesse and in the Hessian regions, 1979–1999

schaftlichen Betriebe als auch die Proportion der in Nebenerwerbsbetrieben genutzten Fläche beträchtlich. Vor allem in den Regierungsbezirken Kassel (Nordhessen) und Gießen (Mittelhessen) war diese Entwicklung sehr ausgeprägt. Landesweit stieg über den genannten Zeitraum hinweg der Anteil der Nebenerwerbsbetriebe von gut 60 auf nahezu 70 %, während sich der Umfang an der landwirtschaftlich genutzten Fläche von ungefähr 30 auf gut 35 % vergrößerte (HARSCHKE, 1998). Allerdings verringern sich beide Anteile seit 1995 stetig. Diese Feststellung lässt sich als Indiz für die These anführen, dass es sich bei der Nebenerwerbslandwirtschaft gegenwärtiger Ausprägung generell um ein transitorisches Phänomen handelt.

Eine Ausnahme von der skizzierten Gesamtentwicklung ist dagegen der Regierungsbezirk Darmstadt (Süd Hessen), in welchem der Anteil der Nebenerwerbsbetriebe an der Gesamtzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nahezu konstant blieb. Auch lagen dort die jeweiligen Anteilswerte durchweg signifikant unter denjenigen für Hessen. Diese Resultate belegen generell, dass der landwirtschaftliche Strukturwandel im südhessischen Raum wesentlich weiter als in anderen Teilen Hessens vorangeschritten ist. Das im folgenden erläuterte Probit-Schätzmodell liefert einen Beitrag zur Erklärung der von Landwirten getroffenen Erwerbsentscheidungen, wobei das Lahn/Dill-Bergland als eine Mittelgebirgsregion mit besonders hohem Nebenerwerbsanteil ausgewählt wird (vgl. HARSCHKE, 2002). Zu diesem Zweck wird das dichotome Wahlverhalten einzelner Landwirte im Hinblick auf die Ausübung einer weiteren – nichtlandwirtschaftlichen – Erwerbstätigkeit untersucht. Dementsprechend nimmt die Dummy-Variable im Fall einer zusätzlichen Berufstätigkeit den Wert Eins an.

Das dem Modell zugrundeliegende Datenmaterial basiert auf einer Befragung, die über einen Querschnitt von 74 Landwirten durchgeführt wurde (vgl. STAHR, 1998, 2001). Die untersuchten exogenen Variablen decken eine große Bandbreite von Parametern der regionalen Wettbewerbsfähigkeit der Landwirtschaft ab, so etwa den Pachtlandanteil, die durchschnittliche Schlaggröße oder den Grünlandanteil.

Die in Tabelle 1 dargestellten Schätzergebnisse zeigen eine gute Erklärung des Entscheidungsverhaltens der Landwirte an.

Der für nichtlineare Regressionsmodelle übliche Likelihood-Ratio (LR-)Test zeigt, dass mit einer Wahrscheinlichkeit von 99 % mindestens eine der exogenen Variablen mit der endogenen Variablen in einem signifikanten Kausalzusammenhang steht (PINDYCK und RUBINFELD, 1998). Außer dem *Pachtlandanteil* und der *Freilandhaltung* sind alle erklärenden Variablen mindestens auf einem 90-%igen Wahrscheinlichkeitsniveau statistisch signifikant.

Das ausgewiesene Bestimmtheitsmaß besagt, dass der Anteil der erklärten Abweichungsquadratsumme an der zu erklärenden Gesamtabweichungsquadratsumme gut 60 % beträgt. Zudem werden mit Hilfe des Erklärungsmodells 85 % der beobachteten Variablenausprägungen in die richtige Kategorie eingeordnet. Interessante Wirkungszusammenhänge zeigen im Detail die einzelnen Regressionskoeffizienten. Allerdings lassen sich die ermittelten Parameterwerte nicht als „marginale Effekte“ der exogenen Variationen interpretieren, was bei linearen Schätzungen üblich ist. Vielmehr sind die marginalen Kausaleffekte vom Niveau der erklärenden Variablen abhängig. Zum Zwecke der Modellinterpretation ist es demnach sinnvoll, die marginalen Einflusswirkungen – also die Reaktionskoeffizienten –

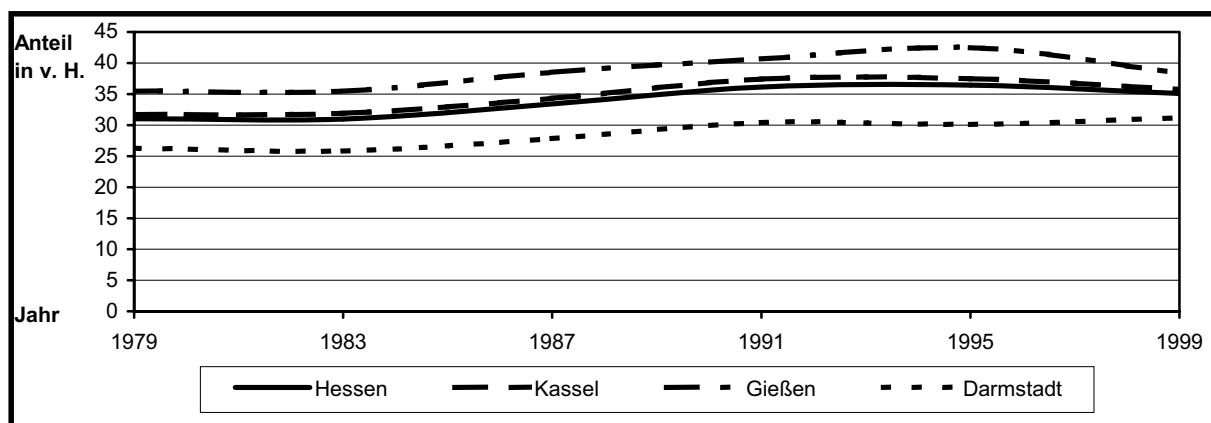


Abbildung 2: Bedeutung von Nebenerwerbsbetrieben für die landwirtschaftliche Flächennutzung in Hessen und in den hessischen Regierungsbezirken, 1979–1999

Figure 2: Importance of part-time farms for the agricultural land use in Hesse and in Hessian regions 1979–1999

Tabelle 1: Schätzergebnisse eines Probit-Modells zur Erklärung der Erwerbstätigkeit mittelhessischer Landwirte auf dem nichtlandwirtschaftlichen Arbeitsmarkt

Table 1: Results of a Probit-model explaining the non-agrarian employment of farmers in central Hesse

Exogene Variable	Parameterwert	t-Wert	Reaktionskoeffizient <sup>b)</sup>
Konstante	-16,060	-2,697***	-2,544
<i>Unternehmer</i>	-1,350	-1,775*	-0,197
$\ln$ Lohn <sup>a)</sup>	4,773	2,636***	0,698
<i>Erwachsene</i>	0,922	2,280**	0,135
<i>Kinder</i>	2,045	2,939***	0,299
$\ln$ Bodenintensität	1,352	2,916***	0,198
<i>Pachtlandanteil</i>	$-0,453 \cdot 10^{-2}$	-1,382	-0,001
<i>Grünlandanteil</i>	-0,039	-3,282***	-0,006
$\ln$ Schlaggröße	-1,233	-2,370**	-0,180
<i>Freilandhaltung</i>	-1,226	-1,276	-0,179
<i>Politik</i>	1,171	1,666*	0,171
<i>Dietzhölzetel</i>	1,230	1,702*	0,180

Gütemaße:  $R^2 = 0,63$ ; skal.  $R^2 = 0,69$ ;  $N = 74$ ;  $n = 48$ ; richtig zugeordnet: 85,1 v. H.; LR-Test = 57,289\*\*\*.

\*\*\*(\*\*,\*) auf dem 99 % (95 %, 90 %)-Wahrscheinlichkeitsniveau signifikant.

a) Der errechnete Lohn ist mit den Quartalswerten März 1995 bis Juni 1997 der durchschnittlichen Beschäftigungsquote (= 1-Arbeitslosenquote) in der jeweiligen Gemeinde gewichtet; das herangezogene Datenmaterial resultiert aus einer Lohnfunktion, welche auf der Basis eines Querschnittes über 464 in Hessen ansässige Erwerbstätige geschätzt wurde.

b) Die Reaktionskoeffizienten wurden als Stichprobenmittelwerte der Impulswahrscheinlichkeiten berechnet.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage der Daten von STAHR (1998, 2001) und LANDESARBEITSAMT HESSEN, verschiedene Jgg.

für bestimmte Ausprägungswerte der exogenen Variablen zu berechnen (vgl. GREENE, 1997).

Die persönlichen Eigenschaften des landwirtschaftlichen *Unternehmers* und seiner Familie üben einen signifikanten Einfluss auf seine Erwerbsentscheidungen aus. So neigen die Landwirte vom Typ 1 weniger als diejenigen des Typs 2 dazu, sich zusätzlich zur Landwirtschaft einen weiteren Einkommenserwerb zu suchen. Dies hat seine Ursache darin, dass den wenig innovativen und risikoaversen Landwirten des Typs 2 eher an einer Einkommens- und Risikodiversifizierung durch die Erschließung mehrerer Einkommensquellen gelegen ist als den risikofreudigen Landwirten vom Unternehmertyp 1. Die beiden Unternehmertypen wurden mittels einer Faktorenanalyse und einer Clusteranalyse auf Basis von Antworten der 74 Landwirte aus einer Befragung über ihre Einstellungen und Wertvorstellungen hergeleitet (HARSCH, 2002). Überdies zeigt sich im Hinblick auf die Haushaltsstruktur, dass sich eine zunehmende Zahl der im Haushalt lebenden *Erwachsenen* positiv auf die Wahl einer nichtlandwirtschaftlichen Tätigkeit auswirkt. Dies gilt ebenso für die Anzahl der zum Haushalt gehörenden Kinder. Des Weiteren geht offenbar von der Höhe des *Lohnes* und den persönlichen Qualifikationseigenschaften auf dem nichtlandwirtschaftlichen Arbeitsmarkt ein stark positiver Anreiz auf die außerbetriebliche Erwerbstätigkeit aus.

Hinsichtlich der Effekte von Struktur determinanten des

landwirtschaftlichen Betriebes zeigt sich in der Untersuchungsregion, dass sich die *Flächenintensität* positiv auf die Neigung zu einer zusätzlichen Tätigkeit auswirkt. Hingegen hat die Höhe des Anteils des *Grünlandes* an der landwirtschaftlich genutzten Fläche einen negativen Einfluss auf die Entscheidung zum außerbetrieblichen Einkommenserwerb. Überdies beeinflusst eine größere durchschnittliche *Schlaggröße* den Entschluss zu einem außerbetrieblichen Arbeitsverhältnis negativ. In Bezug auf die Folgewirkungen der Agrarpolitik lässt sich feststellen, dass offenbar die Teilnahme an agrarstrukturellen Programmen der *Politik* bei den Landwirten die Bereitschaft zu einer zusätzlichen Erwerbstätigkeit erhöht.

Schließlich sollten noch die spezifischen Gegebenheiten der Standortregion untersucht werden. So bietet die Wirtschaftsstruktur in einem Teil der Untersuchungsregion des *Dietzhölzetals* eine breite und diversifizierte Palette an Beschäftigungsmöglichkeiten, welche auf Seiten der dort ansässigen Landwirte die Neigung zu einem weiteren – nichtlandwirtschaftlichen – Einkommenserwerb begünstigen.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass eine Erklärung der landwirtschaftlichen Entwicklung in der Untersuchungsregion durch die Veränderung von inner- und außerlandwirtschaftlichen Rahmenbedingungen gut möglich ist. Am Beispiel der landwirtschaftlichen Nebenerwerbstätigkeit zeigte sich, dass der nichtlandwirtschaftliche Arbeitslohn

die Erwerbsentscheidungen der Landwirte signifikant beeinflusst. Dieses Ergebnis folgte aus Panel-Analysen auf Regionsebene, die auf dem Querschnitt der 26 hessischen Landkreise und dem Zeitraum von 1979 bis 1999 beruhen. Mit dem außerlandwirtschaftlichen Arbeitslohn steigen die Opportunitätskosten im landwirtschaftlichen Betrieb und damit der Anteil der Nebenerwerbslandwirtschaft in der Untersuchungsregion. Außerdem sind es vor allem soziodemographische Variablen der landwirtschaftlichen Unternehmerfamilien und die Stellung des betreffenden landwirtschaftlichen Unternehmens im Wettbewerb, die die Allokationsentscheidungen erklären.

Eine positive Lohnelastizität des Arbeitseinsatzes landwirtschaftlicher Familien außerhalb der Landwirtschaft belegt, dass diese auf Anreize reagieren. Die These von der Immobilität der landwirtschaftlichen Faktoren, die oft als eine Ursache einer Einkommensdisparität landwirtschaftlicher Faktoren gesehen wird, kann nicht bestätigt werden. Trotzdem ist die Mobilität nicht so groß, dass andere strukturelle Nachteile ausgeglichen werden können: HERRMANN et al. (2000) zeigen, dass landwirtschaftliche gegenüber nichtlandwirtschaftlichen Familien in der Untersuchungsregion einen Einkommensrückstand aufweisen.

### 3. Wettbewerbsnachteile durch Marktunvollkommenheiten auf den Gütermärkten?

Mit unterschiedlichen Analysemethoden ist der Frage nachgegangen worden, ob im Vermarktungskanal ausgewählter Absatzmärkte der Untersuchungsregion Marktunvollkommenheiten bestehen und deshalb ein Wettbewerbsnachteil der Landwirtschaft gegenüber den nachgelagerten Wirtschaftsbereichen vorliegt. Dabei konzentrieren sich die Arbeiten vorwiegend auf Fleischmärkte, da diese von großer Bedeutung für die Einkommenssituation der Landwirtschaft in der Untersuchungsregion sind. Ausgewählte Ergebnisse aus den verschiedenen methodischen Ansätzen und Fragestellungen werden in diesem Abschnitt präsentiert.

#### 3.1 Analyse der Marktintegration für die Landwirtschaft der Region

Um die Frage empirisch zu analysieren, ob Wettbewerbsnachteile der hessischen Landwirtschaft aufgrund von Marktunvollkommenheiten bestehen, wurde zunächst ein

preisbasierter industrieökonomischer Ansatz in Anlehnung an das Marktstruktur-Marktverhalten-Marktergebnis-Paradigma ausgewählt (vgl. im Detail PFAFF [2001]). Auf der Basis von horizontalen Preistransmissionsanalysen zwischen hessischen Schlachtstätten und zu deren Marktintegration in den überregionalen Markt wurden Folgerungen über die Wettbewerbssituation bei Rind- und Schweinefleisch gezogen. Daneben wurden vertikale Analysen zu den Preisbeziehungen im Vermarktungskanal von der Erzeugerbis hin zur Einzelhandelsstufe durchgeführt.

Kointegrationstests mit Hilfe des ENGLE-GRANGER-Verfahrens und anschließende Fehlerkorrekturanalysen im Rahmen der horizontalen Preisanalyse zeigten eine höchst signifikante bivariate Kointegration der Preisreihen auf der hessischen Schlachthofebene. Die Ergebnisse deuteten auf eine gute Integration hessischer Schlachtbetriebe (im Hinblick auf die Betriebsgrößen) in den überregionalen Markt hin. Die vertikale Preisanalyse, welche methodisch in die Erzeuger-Fleischverarbeitungs- und die Fleischverarbeitungs-Einzelhandelsbeziehung getrennt wurde, unterstützte mit den Ergebnissen des ENGLE-GRANGER-Verfahrens die Annahme vollständigen Wettbewerbs auf den beiden unteren Marktstufen. Es wurde eine klare Mark-up-Preisbeziehung festgestellt. Die Preistransmission erfolgt mit Fehlerkorrekturen von -0,2 lediglich zu rund 70 % sofort. Die Geschwindigkeit wie auch das Ausmaß der Preistransmission kann somit nur als mäßig eingestuft werden, was auf Marktunvollkommenheiten und ein mittleres Effizienzniveau im Vermarktungskanal hindeutet. Für die Beziehung zwischen Fleischverarbeitungs- und Einzelhandelsstufe zeigte sich lediglich ein geringes Einflussniveau des Preises der Fleischverarbeiter auf den Verbraucherpreis des Einzelhandels. Mit einem geringen Fehlerkorrekturterm von -0,45 kann erneut eine Mark-up-Preisbeziehung bei einer nahezu fehlenden sofortigen sowie einer 50%igen Preistransmission in den Folgeperioden festgestellt werden. Unter Berücksichtigung der Erkenntnisse der Marktstrukturanalyse legt das Ergebnis die Vermutung nahe, dass es zu einer Marktmachtausübung seitens des Lebensmitteleinzelhandels (LEH) kommt. Die hieraus resultierende Stellung der Fleischverarbeitungsstufe kann als Pufferfunktion beschrieben werden, da Kostenänderungen der vorgelagerten sowie der eigenen Produktionsstufe nicht in vollem Umfang an den Handel weitergegeben werden können (PFAFF, 2001). Um den Einfluss der Methode auf das Untersuchungsergebnis zu prüfen, wurde nach Anwendung des ENGLE-GRANGER-Verfahrens zusätzlich die JOHANSEN-Methode für vektorautoregressive Modelle

in einem weiteren Verfahren der Kointegrationsanalyse eingesetzt. Das Verfahren der JOHANSEN-Prozedur zeichnet sich insbesondere durch die Möglichkeit der Schätzung multivariater Preiszusammenhänge bei uneingeschränkter Variablenzahl aus, ohne dass vorab endogene und exogene Variablen festgelegt werden müssen. Zusätzlich wird die Zahl kointegrierender Vektoren direkt durch die Prozedur bestimmt, um danach Hypothesentests zur Spezifizierung des Modells vorzunehmen.

Die Untersuchungen der horizontalen Preisbeziehungen innerhalb von sechs Systemschätzungen, in denen die Preise eines hessischen Schlachthofs jeweils mit den Preisen sämtlicher Vergleichsgebiete kombiniert wurden, lieferten einen Erkenntnisfortschritt und relativierten die Ergebnisse des ENGLE-GRANGER-Verfahrens<sup>1</sup>. Während im vorigen Modell für alle Preiskombinationen hochsignifikante bikausale Kointegration und ein Fehlerkorrekturmechanismus ausgewiesen wurden, sind die Ergebnisse der JOHANSEN-Prozedur uneinheitlich. Die Zahl der kointegrierenden Vektoren schwankte zwischen eins und drei bei maximal vier möglichen Vektoren. Wird sie als Indikator für den Grad der Marktintegration herangezogen, ist dieser als gering bis mittel zu bezeichnen. Auffällig ist, dass einzelne Schlachthöfe nicht in den kointegrierenden Vektor des vektorautoregressiven Modells eingeschlossen sind. Eine Begründung hierfür liegt in der größeren Variabilität der JOHANSEN-Prozedur und einer damit einhergehenden Differenzierung der bereits getroffenen Aussagen zu den Preisbeziehungen. Durchgeführte  $\alpha$ -Hypothesentests<sup>2</sup> ergaben, dass die hessischen Schlachthöfe nicht immer vom Fehlerkorrekturmechanismus erfasst wurden und somit in diesen Fällen schwach exogen waren. Ähnlich dem ENGLE-GRANGER-Verfahren kommt es zu einer Gruppenbildung unter den Schlachthöfen hinsichtlich der Schätzergebnisse. Für die Gruppe der Schlachthöfe Gießen, Bad Hersfeld und Kassel konnten eindeutige Lösungen, eine festgelegte Zahl von kointegrierenden Vektoren und definitive Anpassungsmechanismen spezifiziert werden. Diese Betriebe zeigten auch schon im vorangegangenen Verfahren eine höhere kurzfristige Anpassung in Kombination mit den Vergleichsschlachthöfen, so dass auf eine engere Marktintegration dieser Schlachthöfe in den überregionalen Markt geschlossen wird. Für die Schlachthöfe Dillenburg, Marburg, Fulda wurden klar abweichende Anpassungsmechanismen identifiziert. Die Resultate der JOHANSEN-Prozedur weisen darauf hin, dass die hessischen Märkte langfristig in den überregionalen Markt integriert sind, kurzfristig aber zwischen den untersuchten

Schlachtstätten unterschiedliche Anpassungsmuster und -flexibilitäten vorlagen. Letzteres ist als Hinweis auf unterschiedliche Angebots- und Nachfragestrukturen beider Schlachthofregionen sowie als Ursache der Marktintegration und gleichzeitig guter Markteffizienz zu werten. Der Einfluss identischer Angebots- und Nachfragestrukturen als Ursache der nachgewiesenen Kointegration des ENGLE-GRANGER-Verfahrens bestätigte sich auch für den zweiten Analyseschritt, in dem das vertikale Vergleichssystem unter den hessischen Schlachthöfen geschätzt wurde. Die Schlussfolgerung der preislichen Orientierung hessischer Betriebe an den Vergleichsregionen, zusätzlich begründet durch einen hohen Anteil an nicht gewerblichen Schlachtungen in Hessen, zeigte sich als plausibel. Die weiteren Analysen im vertikalen Vermarktungskanal auf Basis der JOHANSEN-Prozedur bestätigten die Resultate des ENGLE-GRANGER-Verfahrens weitgehend. Eine langfristige Kointegration aller drei Ebenen des Kanals wurde signifikant abgelehnt, wohingegen zwischen Erzeuger- und Großhandelsstufe ein kointegrierender Vektor gebildet wurde. Die Hypothese agrarstruktureller Nachteile der hessischen Landwirtschaft im horizontalen Vergleich zu Vergleichsregionen konnte mit Hilfe der angewendeten Verfahren der Kointegrationsanalyse nicht bestätigt werden. Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft als Folge der Ausübung von Marktmacht im Absatzkanal – zumindest durch die Einzelhandelsebene – konnten nicht verworfen werden und waren deshalb Bestandteil weiterer expliziter industrieökonomischer Marktmachtanalysen.

### 3.2 Struktur-Verhalten-Ergebnis-Analyse der hessischen Fleischmärkte

Aufbauend auf den Analysen zur Marktintegration und Preistransmission wurden die Struktur-, Verhaltens- und Marktergebnisparameter der beteiligten Marktstufen untersucht, die eine umfassendere Identifizierung der Wettbewerbsprozesse im hessischen Vermarktungskanal für Fleisch ermöglichen.<sup>3</sup> Hierzu ist von Bedeutung, die strukturellen Unterschiede der Marktstufen herauszuarbeiten sowie Aussagen zu Markteintrittsbarrieren und dem Grad der Produktdifferenzierung zu treffen. Untersuchungsschwerpunkte bilden die Art der Preisbildung, das Verhalten der Marktteilnehmer und die Entwicklung der Marktkonzentration. Auf diesen Informationen beruht auch die folgende Marktmachtanalyse im Rahmen ökonomischer Modelle.

Der vertikale Vermarktungskanal für Güter der Agrar- und Ernährungswirtschaft von der landwirtschaftlichen Produktionsstufe über die Ernährungsindustrie bis zum Lebensmitteleinzelhandel unterliegt seit den 80er Jahren einem stetigen Trend zunehmender Dynamisierung und steigenden Wettbewerbsdrucks. Insbesondere exogene Einflüsse der Internationalisierung nahezu aller Wirtschaftsbereiche spiegeln sich in Form steigender Unternehmenskonzentrationen auch im Bereich der Ernährungswirtschaft wieder. So bezeichnet PFAFF (2001) die Wettbewerbsstruktur des deutschen Lebensmitteleinzelhandels als ein enges Oligopol.

Tabelle 2 stellt die Entwicklung der vertikalen Handelsstufen der deutschen Ernährungswirtschaft anhand von Unternehmenszahlen und Umsätzen dar. Der Konzentrationsprozess auf der Ebene der Landwirtschaft fiel aufgrund des landwirtschaftlichen Strukturwandels mit einer Abnahme der Betriebe um rund 33 % bei einer gleichzeitigen Umsatzsteigerung von 14 % sehr moderat aus. Die Umsätze der nachgelagerten Bereiche des Ernährungsgewerbes und des LEH stiegen im Vergleich um 100 % bzw. 58 %. Ein eindeutiger Strukturwandel hinsichtlich der Anzahl der Betriebe lässt sich auf den nachgelagerten Stufen hingegen nicht erkennen. Ausgeprägtere Aussagen zur Konzentrationsentwicklung mit einer Ausdehnung der Handelsspannen im Vermarktungskanal zeigen die Umsatzanteile der zehn führenden Unternehmen. Während der Marktanteil der Top 10 des Ernährungsgewerbes mit rund 11 % auf die Struktur eines oligopolistischen Kerns mit einem umfangreichen polypolistischen Randbereich hindeutet (BREITENACHER und TÄGER, 1996), zeigt der deutsche LEH eine deutliche Ausweitung der Machtposition. Die Umsatzanteile der zehn größten Unternehmen des Lebensmittelhandels stiegen seit 1990 von nahezu 60 % auf 84 % im Jahr 2000. Im direkten Vergleich zu den Konzentrationszahlen des Ernährungsgewerbes und des Handels kann die land-

wirtschaftliche Stufe somit als klar polypolistisch strukturiert bezeichnet werden (ANDERS, 2004).

Auffallend ist, dass die Ausweitung der Marktspanne zwischen 1995 und 2000 auf der Stufe der verarbeitenden Ernährungsindustrie von 30 %, mit einem zu vermutenden höheren Anteil an komplementären Sach- und Dienstleistungen, geringer als die Entwicklung der Handelsspannen auf der Einzelhandelsebene von 58 % ausfällt. Diese Ungleichverteilung stärkt die Vermutung einer Machtposition des Handels gegenüber den vorgelagerten Marktstufen. Abbildung 3 stellt die Entwicklung der Preismargen für Rind- und Schweinefleisch innerhalb der Vermarktungskanäle unter Verwendung aktueller Preisdaten dar. Neben deutlichen Margenfluktuationen im Zeitablauf zeigt sich, dass große Unterschiede in der Margenhöhe zwischen den unteren Marktstufen im Vergleich gegenüber der Preisspanne des LEH bestehen.

Es ist zu beobachten, dass sich die Margen auf der Großhandels-Einzelhandelsebene im letzten Drittel der Periode tendenziell annähern. Ein konsistenter und gleichgerichteter Verlauf der Margen bei Rind- und Schweinefleisch im Vermarktungskanal ist nicht zu beobachten.

### 3.3 Der hessische Fleischvermarktungskanal

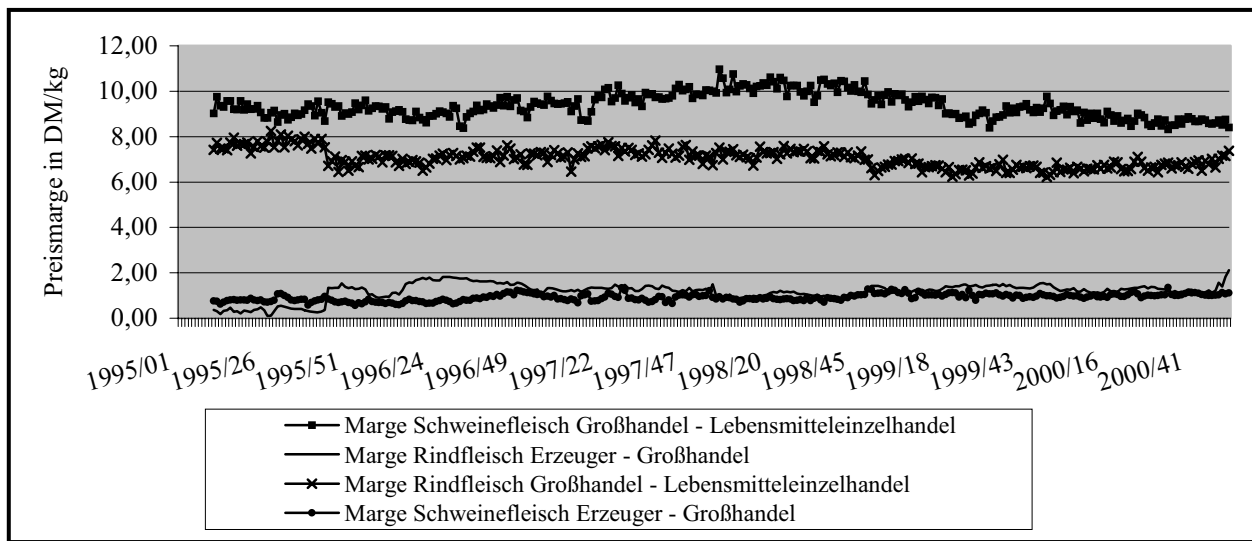
Für die Strukturen hessischer landwirtschaftlicher Betriebe können sowohl insgesamt als auch speziell für die Tierhaltung kleine Produktionsstrukturen mit einer um 40 % unter dem Bundesdurchschnitt liegenden Betriebsgröße festgehalten werden.

In einem dynamisch verlaufenden Strukturwandel der ersten Stufe des Vermarktungskanals betrug der Rückgang hessischer Betriebe 16 % und 43 % für die Zahl der großviehhaltenden Betriebe sowie massive 54 % in der Schweinehaltung. Die Größenstrukturen der Viehhaltung zeigen

Tabelle 2: Marktentwicklung einzelner Stufen der Ernährungswirtschaft in Deutschland  
Table 2: Market Development in the German food supply chain

	Landwirtschaft		Ernährungswirtschaft			Lebensmitteleinzelhandel		
	Betriebe (1000)	Verkaufserlöse in Mrd. €	Betriebsstätten	Umsatz in Mrd. €	Umsatz TOP 10 in Mrd. € (%)	Zahl der Geschäfte	Umsatz in Mrd. €	Umsatz TOP 10 in Mio. € (%)
1990	629,7	27,30	4.712	59,87	7,66 (12,8)	60.361	72,30	42,5 (58,8)
1995	539,9	29,29	5.085	100,26	11,33 (11,3)	76.403	111,50	89,0 (79,8)
1998	516,3	30,47	5.911	116,87	13,44 (11,5)	73.418	114,10	95,3 (83,5)
2000	421,4	31,24	6.136	120,40	–	70.263	114,80	96,4 (84,0)

Quelle: Eigene Darstellung, auf Grundlage der Daten aus PFAFF (Kurs € = 1,956 DM), Statistisches Bundesamt; EHI.



Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 3: Vergleich der Margen im Vermarktungskanal für Rind- und Schweinefleisch in Hessen 1995–2000

Figure 3: Comparison of margins in several marketing channels for beef and pork in Hesse 1995–2000

einen Anteil von 35 % aller Mastschweinehalter mit Beständen unter 100 Tieren und 17 % aller Rinderhalter mit Kleinstherden von 10 und weniger Rindern, während auf der Bundesebene deutlich größere Bestandsgrößen pro Halter ausgewiesen werden. Der Beitrag der hessischen Fleischerzeugung zur Gesamterzeugung ist mit einem Anteil von 4 % als sehr gering einzustufen und geht mit niedrigen Selbstversorgungsgraden von nur 40 % bei Schweine- und 57,5 % bei Rindfleisch einher. Aufgrund dieser Fakten ist hinsichtlich der Tierproduktion eine Benachteiligung der hessischen Landwirtschaft im Hinblick auf die Betriebsgrößenstrukturen offenbar (ANDERS, 2004). PFAFF (2001) stellt für das strategische Verhalten der Tierproduzenten aufgrund der klaren polypolistischen Struktur eine Preisstrategie nach HOTELLING-SMITH fest. Die Marktkonkurrenten zeigen somit keine Reaktionen auf Outputänderungen eines Anbieters. Der Reaktionskoeffizient  $\nu$ , die vermutete Preisreaktion der Konkurrenten auf eigene Preisänderungen, ist gleich Null. Es finden zudem keine Preisreaktionen der Konkurrenten statt. Das Preisbildungsverhalten ist strukturbedingt als Fabrikpreisbildungsstrategie zu klassifizieren, die den räumlich variierenden Nachfragestrukturen folgt. Insbesondere Transport- und Transaktionskosten haben einen bedeutenden Einfluss auf die Preisbildung (PFAFF, 2001).

Die Schlachthöfe als aufnehmende Hand der landwirtschaftlichen Produkte stellen im Vermarktungskanal der Vieh- und Fleischwirtschaft einen essentiellen Bestandteil

eines funktionsfähigen Absatzsystems dar. Aufgrund neuer Entwicklungen hat das Leistungsspektrum insbesondere der Schlachtstufe mit einem starken Trend zur Verarbeitung des Schlachttieres bis hin zur handelsfertigen „Zerlegung“ an einem Standort stark zugenommen. Vielfach erfolgte eine direkte Belieferung des LEH mit SB-Ware (ANDERS, 2004). Aufgrund der Strukturen des hessischen Fleischgewerbes erscheint eine Betrachtung der Verarbeitungsprozesse der Schlachtung, Zerlegung und Fleischverarbeitung als eine Einheit unter dem Oberbegriff der Fleischverarbeitung angebracht.

Der Rückgang hessischer Schlachthöfe um 10 % seit 1996 weist mit 2/3 der Schlachtkapazitäten in Einheiten unter 10.000 t und 10 Betrieben unter 3.000 t Jahresleistung deutlich benachteiligte Größenstrukturen auf. Darüber hinaus weisen geringe Kapazitätsauslastungen von unter 60 % gegenüber Großunternehmen in den Vergleichsregionen mit Kapazitäten von über 50.000 t, die Schlacht-Auslastungen von über 90 % erreichen, auf starke strukturelle Mängel hin. Die Stufe der Fleischwirtschaft als Bindeglied zwischen Erzeugung und Einzelhandel kann hinsichtlich der vorgefundenen Strukturen infolgedessen als mittelständisch und gegenüber den Hauptproduktionsregionen als benachteiligt bezeichnet werden. Für die fleischverarbeitende Industrie in Deutschland beträgt der Umsatzanteil der zehn größten Unternehmen um etwa 40 % und zeigt damit ein mittleres Konzentrationsniveau. Gerade in Bezug auf die schon angesprochene Machtposi-



tion des Handels können keine Anzeichen für eine Gegenmachtstellung der Großhandelsstufe gefunden werden. Der Fleischgroßhandel steht hingegen in einem zunehmenden Verdrängungswettbewerb um die zentral vergebenen Aufträge des LEH (PFAFF, 2001). Die hieraus resultierende Verhaltensstrategie der Großhandelsanbieter nach GREENHUT und OHTA ist durch eine entgegengesetzte Reaktion der Konkurrenten auf Mengen- und Preisänderungen eines Anbieters charakterisiert. Der Reaktionskoeffizient ist minus Eins. Es erfolgt eine Einheitspreisbildung ohne regionale Preisdifferenzierung seitens der Anbieter.

Der Lebensmitteleinzelhandel ist aufgrund eines dynamisch verlaufenden Konzentrationsprozesses und der Strukturschwächen der unteren Vermarktungsebenen mit überdurchschnittlicher Abnehmermacht ausgestattet.

Im Marktverhalten spiegelt sich der Konzentrationsprozess des LEH in einem aggressiven Preiswettbewerb wider, so dass von einer Verhaltensstrategie nach GREENHUT und OHTA ausgegangen werden kann (PFAFF, 2001). Die Preisbildung gegenüber dem Verbraucher kann als Fabrikpreisbildung charakterisiert werden. Basierend auf der Marktstrukturanalyse können die Unternehmen des LEH klar als Oligopsonisten eingestuft werden.

Abschließend lassen sich die Ergebnisse der Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Analyse tabellarisch zusammenfassen (vgl. Übersicht 1).

### 3.4 Modellierung von Wettbewerbsnachteilen in expliziten Marktmachtmodellen

Aufbauend auf den Analysen zur Preistransmission und Marktintegration wurden im nächsten Schritt explizite Marktmachtmodelle zur tieferen Untersuchung der Wettbewerbssituation im Vermarktungskanal für Fleisch in Hessen geschätzt. Die Modellierung eines industrieökonomischen Marktmachtmodells<sup>4</sup> für den Rind- und Schweine-

fleischmarkt und den Zeitraum 1995-2000 erfolgte auf der Ebene des fleischverarbeitenden Gewerbes. Das Modell erfasst Marktmacht seitens der Fleischwirtschaft in zwei Richtungen: a) einer Machtausübung gegenüber dem Einkauf des landwirtschaftlichen Rohprodukts Schlachttier und b) gegenüber dem LEH und folglich der Verbrauchernachfrage im weiteren Vermarktungskanal<sup>5</sup>.

Ausgehend von einer Industrie mit  $N$  gewinnmaximierenden Unternehmen, die ein homogenes Gut  $Q$  produzieren und Inputgüter  $Y$  im Produktionsprozess einsetzen, lautet die Kostenfunktion der Industrie  $C = C(Q, z)$ .  $z$  sind Inputfaktoren im Produktionsprozess. Es wird weiterhin angenommen, dass fixe Mengenproportionen innerhalb des Vermarktungskanals bestehen. Das Modell ist demnach der Klasse der „fixed-proportions“-Modelle zuzuordnen. Die Unternehmen der Industrie sind Preisnehmer in Bezug auf alle komplementären Inputgüter, jedoch nicht zwangsläufig in Bezug auf den Einkauf und Absatz von Rind- und Schweinefleisch. Das theoretische Modell wird zunächst auf der Ebene des einzelnen Unternehmens hergeleitet und in der weiteren Analyse als ökonometrisches Modell der Industriestufe umgesetzt.<sup>6</sup> Unter Verwendung der relevanten funktionalen Beziehungen lautet die Gewinndefinition:

$$\Pi = p(Q)q_i - w(Q)q_i - C(q_i, z). \quad (1)$$

$Q$  bzw.  $q_i$  ist die Produktionsmenge im Aggregat bzw. auf Unternehmensebene,  $p$  ist der Outputpreis und  $w$  der Preis des Rohprodukts Fleisch und  $z$  der Vektor komplementärer Inputs im Produktionsprozess.  $C$  bezeichnet die durchschnittliche Produktionskostenfunktion der Industrie. Die erste Ableitung des zu maximierenden Gewinns ( $\Pi$ ) nach  $q_i$  und zusätzliche Umformungen führen zu folgender Schreibweise der Gewinnmaximierungsbedingung erster Ordnung:

$$P + (q_i/Q)/(p/\eta) * (1 + \theta_i) - w + (q_i/Q)/(w/\epsilon) * (1 + \theta_j) - C(q_i, z) \stackrel{!}{=} 0. \quad (2)$$

Übersicht 1: Resultate der Analyse zu Marktstruktur und -verhalten im Vermarktungskanal  
Survey 1: Results of the analysis of market structure and behaviour in the marketing channels

	Produzenten	Fleischverarbeitung	Einzelhandel
Konzentration	sehr niedrig	sehr niedrig – niedrig	hoch
Markteintrittsbarrieren	gering	moderat	substantiell
Produktdifferenzierung	sehr gering	sehr gering – gering	gering
Strategisches Verhalten	HOTELLING-SMITH	GREENHUT-OHTA	GREENHUT-OHTA
Preisbildungsverhalten auf der Outputseite	Fabrikpreis	Einheitspreis	Fabrikpreis

Quelle: PFAFF (2001), ANDERS (2004).

Dabei ist  $\eta = (\partial Q/\partial p) * (p/Q)$  die Preiselastizität der Produktnachfrage der Verbraucher.  $\varepsilon = (\partial Q/\partial w) * (w/Q)$  steht für die Preiselastizität des Rohproduktangebots der Landwirtschaft auf der Stufe der Fleischwirtschaft. Die Kostenfunktion folgt der Generalized-Leontief-Form nach DIEWERT (1971) und lautet<sup>7</sup>:

$$C(q_i, z) = q_i \sum \alpha_i (z_i z_j)^{1/2} + q_i^2 \sum \beta_i z_i = 0. \quad (3)$$

Wird die erste Ableitung der Kostenfunktion in die Gewinnmaximierungsbedingung (2) eingesetzt, kann die Margenfunktion über alle Unternehmen der Industrie aggregiert nach weiteren Vereinfachungsschritten wie folgt ausgedrückt werden:

$$(p - w)/w = - (H/\eta) * (1 + \theta_N) + (H/\varepsilon) * (1 + \theta_A) + \sum \alpha_i (z_i z_j)^{1/2} / w + 2HQ \sum (\beta_i z_i / w). \quad (4)$$

$(p-w/p)$  ist die Preisermarge zwischen dem Einzelhandels- und dem Absatzpreis der Fleischverarbeitung auf der Basis des Einzelhandelspreises. Der Herfindahl-Index  $H = \sum (q/Q)^2$  ist das Konzentrationsmaß<sup>8</sup> der Industrie, und  $\theta_N = \theta_A = \sum (dq/dq)(q/Q)$  bezeichnet die durchschnittliche konjekturale Variation in Elastizitätsschreibweise auf der Ebene der Fleischverarbeitung, und zwar in Bezug auf Mengenveränderungen der Output- bzw. Inputseite. Die Interpretation der empirisch geschätzten durchschnittlichen konjekturalen Variation der Fleischwirtschaft entspricht dann der Marktmacht dieser Marktstufe. Die Margenfunktion besteht somit aus drei Komponenten. Während die erste Komponente den Wettbewerbsgrad der Großhandelsstufe in Bezug auf den Lebensmitteleinzelhandel und damit die Verbrauchernachfrage ausweist, steht der zweite Term für den Wettbewerbsgrad des Einkaufs von Schlachttieren der Landwirtschaft. Die weiteren Terme bemessen die Produktionskosten im Verarbeitungsprozess der Fleischwirtschaft.

Das Modell zur empirischen Überprüfung der Forschungshypothesen des vollständigen Wettbewerbs im Vermarktungskanal für Fleisch in Hessen umfasst eine Angebotsfunktion zur Darstellung der landwirtschaftlichen Angebotsentscheidung ( $Q$ ) in Abhängigkeit von wichtigen Kosten- und Preisvariablen der Tierproduktion<sup>9</sup>. Die Verbrauchernachfragefunktion ( $Q\theta_N$ ) beinhaltet wichtige verbraucherrelevante Preisvariablen und Shiftfaktoren der Fleischnachfrage<sup>10</sup>. Die Margenfunktion zur Identifikation der Marktmachtkoeffizienten  $\theta_N$  und  $\theta_A$  komplettiert das ökonometrische Marktmachtmodell. Durch die simultane zweiseitige Marktmachtmessung nehmen die Schätzparameter  $q_A$  und  $q_N$  gemäß ihrer Spezifikation  $(1 + \theta_N)$  bzw.  $(1 + \theta_A)$  im Fall einer polypolistischen Marktstruktur des

Vermarktungskanals den Wert minus Eins an. Aufgrund fehlender Reaktionen der Konkurrenten auf Mengenveränderungen eines Unternehmens resultiert ein Reaktionskoeffizient von Null. Für eine Wettbewerbsmodellierung in einem Cournot-Oligopol betragen die Parameterwerte  $1/n$  und entsprechen den Marktanteilen der einzelnen Anbieter. In einem monopolistisch bzw. monopsonistisch strukturierten Markt nimmt der Marktmachtparameter den Wert 0 ein. Die Mengenveränderung eines Unternehmens entspricht der Marktmengenänderung; der Reaktionskoeffizient gemäß der Modellspezifikation ist Eins. Die Marktmachtparameter liegen somit innerhalb der Spanne  $0 < \theta_{A,N} < -1$ <sup>11</sup>. Die Nullhypothese vollständigen Wettbewerbs der Großhandelsstufe wird also bestätigt, wenn die Marktmachtkoeffizienten der Margenfunktion den Wert minus Eins annehmen.

Die empirische Umsetzung dieses umfassenden zweiseitigen Marktmachtmodells im Rahmen simultaner Schätzungen mit der dreistufigen Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode (FIML) konnte trotz einer großen Zahl verschiedener Modellspezifikationen für Rind- und Schweinefleisch aufgrund anhaltender Multikollinearität bei einer begrenzten Verfügbarkeit von Datenpunkten keine zufriedenstellenden Schätzergebnisse liefern. Auch eine methodische Erweiterung des ökonometrischen Schätzverfahrens durch Monte-Carlo-Simulationen, welche durch die Erzeugung virtueller Daten eine Vergrößerung der Datenbasis ermöglichen, führte zu keiner maßgeblichen Verbesserungen der Schätzparameter<sup>12</sup>.

In einem zweiten Analyseschritt wurde daher eine Trennung des Modells in eine separate Schätzung oligopolistischer und oligopsonistischer Marktmacht vorgenommen, wobei die theoretisch hergeleitete Margenfunktion (4) zur separaten Marktmachtidentifikation umformuliert und eine erneute Spezifikationssuche durchgeführt wurde. Die Nachfrage- sowie Angebotsfunktionen der Modelle wurden beibehalten. Einen Auszug aus der Vielzahl geschätzter Modellvarianten zeigt Tabelle 4 für den Vermarktungskanal von Rindfleisch. Es werden beispielhaft Koeffizienten eines Marktmachtmodells mit der Hypothese oligopolistischer Marktmacht der Fleischverarbeitung auf den Absatzmärkten und eines Modells mit der Hypothese oligopsonistischer Marktmacht auf den Bezugsmärkten präsentiert. Die Schätzungen wurden jeweils unter Verwendung der notwendigen Angebots- bzw. Nachfragefunktionen geschätzt. Beide Modelle enthalten weitere Preis- und Kostenvariablen, die nicht separat ausgewiesen sind. Im Vordergrund des Interesses stehen die Verhaltens- bzw. Marktmachtpara-

Tabelle 4: Ergebnisse empirischer Schätzungen simultaner Marktmachtmodelle für den hessischen Fleischmarkt (Fleischverarbeitungsstufe)<sup>a)</sup>  
 Table 4: Results of empirical estimates of simultaneous models of market power for the Hessian meat market

Test auf Modell mit ...	Vermarktungskanal Rindfleisch				Statistische Gütemaße	
	$\varepsilon$	$\eta$	$\theta_A$	$\theta_N$	DW	korr.
oligopolistischer Marktmacht	–	-2,42 ***	–	-0,999 ***	N: 1,93 M: 1,73	N: 0,35 M: 0,68
oligopsonistischer Marktmacht	0,74		-0,999 ***	–	A: 1,55 M: 1,63	A: 0,68 M: 0,83

a) Zu den Symbolen vgl. Text. A (N,M) bezeichnen die landwirtschaftliche Angebotsfunktion (Nachfragefunktion der Verbraucher, Margenfunktion). \*, \*\* und \*\*\* stehen für ein 95 %iges, 99 %iges und 99,5 %iges Signifikanzniveau.

Quelle: Eigene Berechnungen.

meter  $\theta_A$  und  $\theta_N$  und Aussagen über das Wettbewerbsverhalten der fleischverarbeitenden Marktstufe in Richtung der landwirtschaftlichen Produktion in einem oligopsonistischen Modell und dem LEH in einem oligopolistischen Modell. Des Weiteren werden die Elastizitäten der simultan geschätzten Angebots- und Nachfragegleichung der Modelle ausgewiesen.

Gemäß Tabelle 4 zeigt der Koeffizient der simultan geschätzten Nachfrageelastizität ( $\eta$ ) für Rindfleisch ein plausibles negatives Vorzeichen. Der Absolutwert fällt mit -2,42 hoch aus und ist hochsignifikant, was auf das Auftreten der BSE-Krise im Analysezeitraum zurückzuführen ist. Der Parameter der Angebotselastizität ( $\varepsilon$ ) im Oligopsonmodell weist ebenfalls plausible positive Vorzeichen auf und liegt mit einem Wert um 0,7 in einem erwarteten Bereich, ist jedoch nicht hochsignifikant. Die geschätzten Marktmachtparameter  $\theta_A$  und  $\theta_N$  auf Basis der durchschnittlichen konjekturalen Variation liegen für beide Fleischmärkte sehr nahe dem Hypothesenwert vollständigen Wettbewerbs von minus Eins. Die Schätzkoeffizienten sind aber hochsignifikant von Null verschieden. In beiden Modell-schätzungen muss daher die Hypothese vollständigen Wettbewerbs ( $\theta_A, \theta_N = 0$ ) der Fleischwirtschaft gegenüber der Landwirtschaft, aber auch dem LEH verworfen werden. Aufgrund der marginalen Abweichung vom Wert minus Eins können wir jedoch schließen, dass bei einem Marktmachtkoeffizienten von -0,999 zwar ein gewisses Maß an oligopolistischer bzw. oligopsonistischer Interdependenz vorliegt, dieses aber äußerst niedrig ist. In jedem Fall wird die Hypothese maximaler Marktmacht mit einem Marktmachtkoeffizienten von Null hochsignifikant abgelehnt. Die These wettbewerbsähnlichen Verhaltens lässt sich in fast allen getesteten Modellen für beide Fleischarten nachweisen, und dieses Ergebnis kann als stabil gelten. Die Marktmachtanalyse stützt somit die Ergebnisse der Markt-integrationstests und des Struktur-Verhaltens-Ergebnis-

Konzepts. Dies ist auch konsistent mit Schätzungen meist angelsächsischer Studien, die keine signifikante Ausübung von Marktmacht seitens der fleischverarbeitenden Industrie für Rindfleisch in den USA feststellen konnten<sup>13</sup>. Sowohl mit Hilfe der Marktintegration wie auch mit Hilfe von Marktmachtmodellen wurde somit erarbeitet, dass auf der Erzeuger- und der Großhandelsebene bei Fleisch Abweichungen vom Wettbewerbsverhalten nicht nachgewiesen werden können. Dagegen sind diese Marktstufen nicht mit der Verbraucherstufe kointegriert, und die Marktstruktur-Marktverhaltens-Marktergebnis-Analyse der hessischen und deutschen Fleischmärkte legt die Hypothese der Marktmacht im LEH nahe. Erste Ansätze der Überprüfung dieser Hypothese für den hessischen Lebensmitteleinzelhandel deuten auf ein deutlich höheres Maß oligopolistischer wie auch oligopsonistischer Interdependenzen in der Fleischvermarktung gegenüber den Verbrauchern und im Einkauf gegenüber der Fleischwirtschaft hin. Diese Analysen sind jedoch Gegenstand laufender Forschungsarbeiten, so dass an dieser Stelle keine empirischen Ergebnisse präsentiert werden können.

#### 4. Kompensation von Wettbewerbsnachteilen durch staatliche Maßnahmen der Agrarmarktpolitik?

Ein zentraler Teil der staatlichen Agrarmarktpolitik, die in der Untersuchungsregion auf die landwirtschaftlichen Einkommen einwirkt, geht auf die EU-Agrarmarktpolitik zurück. Will man das Ausmaß dieser Einkommensstützung und deren Beitrag zum Ausgleich von Wettbewerbsnachteilen messen, sind die Gesamteffekte als Folge der EU-Agrarmarktpolitik zu regionalisieren. Dieser Schritt wurde methodisch mit der Messung regionaler Protektionsniveaus umgesetzt. Interregionale Verteilungseffekte zwischen den

Landkreisen Hessens durch die staatliche Agrarmarktpolitik wurden aufgezeigt.

#### 4.1 Messung des regionalen Protektionsgrades als Folge staatlicher Agrarmarktpolitik

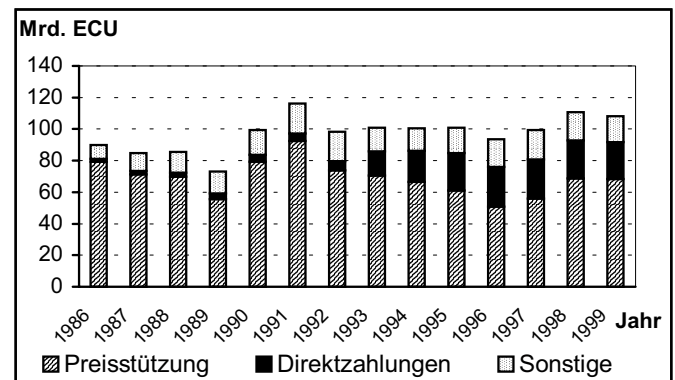
Im Rahmen dieses Abschnitts wird untersucht, in welchem Maße die staatliche Agrarmarktpolitik bestehende Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft kompensiert und welche ökonomischen Folgeeffekte aus diesen politischen Maßnahmen resultieren. Besondere Bedeutung kommt dabei der veränderten Europäischen Agrarmarktpolitik in den neunziger Jahren unter dem Einfluss der Europäischen Agrarreform, der GATT-Verhandlungen und der Vorentwürfe zur Agenda 2000 zu. Will man Implikationen der Gemeinsamen Agrarpolitik (GAP) monetär bewerten, so ist ein hierzu geeignetes Messinstrumentarium zu finden. Zu diesem Zwecke eignen sich im besonderen Maß die auf Basis der Arbeiten von CORDEN (1971) und JOSLING (1979) von der OECD entwickelten Instrumente zur Subventionsmessung (OECD, 2001). Um die verschiedenen Teilbereiche der staatlichen Agrarpolitik möglichst weitgehend zu erfassen und vergleichbar zu machen, beinhaltet das gegenwärtig von der OECD verwendete „Producer Support Estimate“ (*PSE*) eine ganze Reihe von Transferkomponenten. Hierunter sind im besonderen Zahlungen zur Preisstützung, direkte Transfers auf Basis der landwirtschaftlich genutzten Fläche bzw. der eingesetzten Nutztiere und Inputsübventionen zu nennen. Auf Basis dieser Teilelemente lässt sich das *PSE* in unterschiedlicher Form ausdrücken, so etwa auch als relative Größe, welche die an die Landwirte gezahlten Subventionen ins Verhältnis zu den von ihnen insgesamt bezogenen Einkünften setzt. In Form eines absoluten Terms umfasst das *PSE* die Summe aus den oben aufgeführten Subventionskategorien:

$$PSE = Q_s * (p_s^D - p_s^W) + D - L \quad (5)$$

Die in dieser Gleichung enthaltenen Teilelemente sind folgendermaßen definiert:

- $p_s^D - p_s^W$  = Differenz zwischen politisch gestütztem inländischen Produzentenpreis und Weltmarktpreis;  
 $Q_s$  = Produktionsmenge;  
 $D$  = an die Landwirte direkt gezahlte Transfers;  
 $L$  = von den Landwirten abgeführte Steuern, Abgaben und Gebühren.

Auch im Hinblick auf die Gemeinsame Europäische Agrarpolitik (GAP) bietet sich das *PSE* als Instrument zur Protektionsmessung an. Diesbezüglich zeigt Abbildung 4 hinsichtlich des gesamten *PSE*, dass das Niveau der im Rahmen GAP jährlich getätigten Transferzahlungen während der vergangenen zwanzig Jahre erheblichen Schwankungen ausgesetzt war. So bewegten sich von Mitte der achtziger Jahre bis Ende der neunziger Jahre die jährlich insgesamt im Rahmen der Gemeinsamen Agrarpolitik aufgewandten Finanzmittel in einem Größenrahmen zwischen 75 Mrd. und 120 Mrd. ECU. Schwankungen des Protektionsniveaus haben ihre Ursache vor allem in Fluktuationen der Weltmarktpreise für die Marktordnungsprodukte, die über Exporterstattungen ausgeglichen werden.



Quelle: Eigene Darstellung und Berechnungen mit Daten aus OECD (a, b)

Abbildung 4: Entwicklung der in PSE gemessenen Agrarprotektion innerhalb der Europäischen Union von 1986 bis 1999

Figure 4: Development of agricultural protectionism assessed as PSE within the EU 1986–1999

Eine detaillierte Betrachtung der Einzelkomponenten Marktpreisstützung und direkte Transfers ergibt zwei völlig verschiedene Entwicklungen: Als Folge der EU-Agrarreform von 1992 erfolgte zum einen eine massive Senkung der in Form der Marktpreisstützung getätigten Ausgaben, während sich zum anderen die Gesamtsumme der direkten Transfers markant erhöhte. So ging die jährliche Gesamtsumme der Preisstützung von 1991 bis 1996 von knapp 92 Mrd. ECU auf 51 Mrd. ECU zurück. Zugleich erhöhte sich während desselben Zeitraums das jährliche Aggregat der direkten Transfers von fünf Mrd. ECU auf 25 Mrd. ECU. Ab 1997 vollzog sich hingegen vor allem bezüglich der Preisstützung wieder eine gewisse Korrektur dieser Entwicklungen.

Dieser Überblick über die Trends in der Europäischen Agrarmarktpolitik bezieht sich auf die aggregierte EU-

Ebene. Für die Untersuchungsregion ist wichtig, inwieweit die Instrumente der Agrarmarktpolitik Wirkungen auf der regionalen Ebene zur Folge haben. Studien zu den regionalen Effekten der GAP in Hessen auf disaggregierter Ebene und für einen längeren Zeitraum lagen bisher nicht vor. Mehrere Studien bezogen sich auf regionale Effekte der Europäischen Agrarmarktpolitik unter Berücksichtigung größerer räumlicher Einheiten, so z.B. die umfassende RICAP-Studie (COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITY, 1981) aus den 80er Jahren, die neuere Arbeit von TARDITI und ZANIAS (2001) und die Kohäsionsstudie der Europäischen Kommission (EUROPEAN COMMISSION, 2001). Daneben sind nur vergleichsweise wenige Studien zu Teilfragen der Europäischen Agrarpolitik erschienen, so zu regionalen Effekten der Marktpreisstützung (BROWN, 1990) oder einer Politikänderung wie der Europäischen Agrarreform (LEON und QUINQU, 1995). Im folgenden werden die Gesamtwirkungen der Europäischen Agrarmarktpolitik am Beispiel 26 hessischer Landkreise für den Zeitraum 1986-99 ausgewiesen.

Es stellt sich die Frage, in welchem Maße einige Regionen stärker von der Europäischen Agrarmarktpolitik profitieren als andere. Grundsätzlich wird mit den aus der Politik resultierenden Transfers das Ziel verfolgt, etwaige Wettbewerbsnachteile für den Agrarsektor wenigstens teilweise auszugleichen. Diesbezüglich stellen sich im Rahmen der Wirkungsanalyse eine ganze Reihe politikbezogener Fragestellungen: Impliziert die Europäische Agrarmarktpolitik auf der regionalen Ebene unterschiedliche Niveaus der Agrarprotektion? Welcher Entwicklungsrichtung folgten die regionalen Größenordnungen der Transfers, sind diese im Laufe der Zeit angestiegen oder zurückgegangen? Wird dieses Ergebnis vom gewählten methodischen Konzept beeinflusst? Wie wirkten sich konzeptionelle Veränderungen wie etwa die EU-Agrarreform von 1992 auf das regionale Entwicklungsmuster der Agrarprotektion aus? Inwieweit veränderte sich über die Zeit die quantitative Bedeutung einzelner Teilkomponenten der Politik – wie etwa der Preisstützung oder der direkten Transfers – und kompensierten sich einzelne politische Instrumente bezüglich ihrer Wirkungsweise gegenseitig? Auf all diese Fragen wird an anderer Stelle ausführlicher eingegangen (ANDERS et al., 2004). In den folgenden Ausführungen werden langfristige regionale Entwicklungsmuster der Agrarprotektion herausgearbeitet. Hierzu wird das OECD-Messkonzept der *PSEs* in folgender Weise regionalisiert.

Zunächst ist für verschiedene Agrarprodukte von zentraler agrarstruktureller Bedeutung – wie etwa Weizen oder

Rindfleisch – mit Hilfe eines ersten Umwandelungsschrittes der je Produkteinheit gezahlte Transferbetrag zu ermitteln. Dessen Herleitung erfolgt aus dem für die gesamte EU ausgewiesenen absoluten Term des *PSE*, der durch die innerhalb der EU produzierte Menge  $q$  des betreffenden Agrarproduktes dividiert wird:

$$pse_i^{EU} = PSE_i^{EU} / q_i^{EU}. \quad (6)$$

Aus der Summe der für alle Produktkategorien ausgewiesenen Transferbeträge lässt sich dann das aggregierte *PSE* für eine Region  $j$  ermitteln, indem das  $pse_i^{EU}$  mit den in der Region produzierten Mengen der berücksichtigten Agrarprodukte ( $q_i^j$ ) multipliziert wird:

$$PSE^j = \sum_i^j pse_i^{EU} * q_i^j. \quad (7)$$

$PSE^j$  misst den Gesamtbetrag an Transfers, der den in der Region  $j$  angesiedelten Landwirten innerhalb einer Periode gewährt worden ist.

Natürlich ist Gleichung (7) noch nicht direkt für verteilungspolitische Auswertungen geeignet, da  $PSE^j$  als Absolutbetrag erheblich von der Größe der Region abhängt. Es sind relative Messkonzepte der Protektion zu verwenden. So erhält man den Transferbetrag pro landwirtschaftlichem Betrieb in einer Region ( $pse_N^j$ ), indem durch die Anzahl  $N$  der in einer Region  $j$  ansässigen landwirtschaftlichen Betriebe dividiert wird:

$$pse_N^j = PSE^j / N^j. \quad (8)$$

Ferner lassen sich die an die Landwirte gezahlten Subventionen auf die in ihren Betrieben eingesetzten Produktionsfaktoren beziehen. Dies ist etwa dann sinnvoll, wenn man intersektorale Vergleiche hinsichtlich der Subventionierung je Einheit bestimmter Faktortypen anstellen möchte. Hierzu bietet sich insbesondere die landwirtschaftlich genutzte Fläche an. Bezeichnet man  $F^j$  als die in der Region  $j$  eingesetzte landwirtschaftlich genutzte Fläche in ha, berechnet sich der Transferbetrag in der Region pro Flächeneinheit ( $pse_F^j$ ) als:

$$pse_F^j = PSE^j / F^j. \quad (9)$$

Des weiteren lässt sich untersuchen, in welchem Größenverhältnis die von den Landwirten erhaltenen Subventionen zu den von Ihnen erzielten Einkünften stehen. Eine solche Verhältniszahl – hier als „Percentage Producer Support Estimate“ (*PPSE*) bezeichnet – lässt sich algebraisch über den Anteil des absoluten *PSE* an den gesamten Produzenteneinnahmen herleiten:

$$PPSE^j = 100 * PSE^j / R^j, \quad (10)$$

und

$$R^j = \sum_i^j q_i^j * p_i^D + D^j. \quad (11)$$

Die in dieser Gleichung enthaltenen Komponenten sind wie folgt definiert:

- $R^j$  = Gesamteinkünfte der in einer Region  $j$  ansässigen Landwirte,  
 $p_i^D$  = Inlandspreis für die Produktkategorie  $i$ ,  
 $q_i^j$  = produzierte Menge des landwirtschaftlichen Produkts  $i$  in Region  $j$ ,  
 $D^j$  = Direktzahlungen an die Landwirte in der Region  $j$ .

Die hierdurch ermittelte Verhältniszahl gibt an, welcher Anteil der landwirtschaftlichen Erzeugereinkommen auf agrarpolitische Stützungsmaßnahmen zurückzuführen ist.

#### 4.2 Regionale Verteilungseffekte der staatlichen Agrar-marktpolitik in Hessen

Wie hat sich nun das Transferviveau in Abhängigkeit von der regionalen Wettbewerbsfähigkeit des Agrarsektors in verschiedenen hessischen Erzeugerregionen entwickelt? Als Datengrundlage für eine gepoolte Zeitreihen- und Querschnittsanalyse dienen die 26 hessischen Landkreise und kreisfreien Städte, jeweils über einen Zeitraum von 1986 bis 1999. In methodischer Hinsicht erscheint dies vor allem deswegen sinnvoll, weil im hier analysierten Zeitraum eine ganze Reihe agrarpolitischer Reformmaßnahmen erfolgte; so etwa die Einführung der Stabilisatorenregelungen gegen Ende der achtziger Jahre, die im Jahre 1992 einsetzende Reform der Gemeinsamen Agrarpolitik oder die Anpassung an die GATT-Beschlüsse zur Mitte der neunziger Jahre. All diese Reformschritte beeinflussen die nachfolgend erörterten Entwicklungsmuster mit. Somit ist nicht davon auszugehen, dass die im Jahre 1992 inkraftgetretene Reform der GAP im methodischen Sinne einen singulären Strukturbruch darstellt.

Ein Überblick über verschiedene Messzahlen lässt auf ein regional unterschiedliches Ausmaß der Agrarprotektion schließen. Richtet man das Augenmerk auf das Aggregat der Zahlungen, also das *PSE*, so liegt für den Durchschnitt der Landkreise das Protektionsniveau im zeitlichen Mittel bei 24,3 Mio. ECU. Gemäß Tabelle 5 kann man bezüglich dieser Messgröße keine eindeutige Entwicklung erkennen. Gleichwohl lassen sich hinsichtlich der regionalen Mittelwerte der beiden Komponenten des *PSE* – nämlich der Preisstützung und der direkten Transfers – deutliche und zwar gegenläufige Tendenzen feststellen.

So verringerte sich – teilweise als Folge der Agrarreform von 1992 – die Stützung der Agrarpreise beträchtlich. Es erfolgte nämlich im Durchschnitt der Regionen von 1986 bis 1999 ein jährlicher Rückgang der Zahlungen zur Preisstützung in Höhe von 779.000 ECU. Hinsichtlich der Gesamtsumme der direkten Transfers lässt sich allerdings ein gegenläufiges Muster erkennen, denn diese erhöhte sich gleichzeitig pro Jahr um 723.000 ECU. Allerdings war der Rückgang der Preisstützung stärker als der Anstieg der direkten Transfers in einigen Regionen, nämlich in den Landkreisen Bergstraße (BERG), Darmstadt-Dieburg (DADIE), Gießen (GI) und Wetterau (WE). Folglich ist dort im Gesamtergebnis eine signifikant negative Entwicklung des *PSE* zu verzeichnen. Ursächlich hierfür sind die in diesen Erzeugerregionen vorherrschenden, vergleichsweise guten naturräumlichen Produktionsbedingungen. Die hierdurch bedingten hohen Flächenerträge führten dazu, dass die in diesen Teilräumen ansässigen Landwirte in besonderem Maße von der Stützung der Agrarpreise profitierten. So konnte die aus den Preissenkungen resultierende Verminderung des Subventionsniveaus nicht hinreichend durch den Anstieg der direkten Transfers kompensiert werden.

Auch im Hinblick auf  $pse_N$  wurden zeitliche Entwicklungsmuster untersucht. Weil diese Messzahl einen Indikator für das je landwirtschaftlichen Haushalt gezahlte Transfervolumen darstellt, ist sie insbesondere im Hinblick auf sozialpolitische Ziele – wie beispielsweise die Einkommensstützung – von hoher Relevanz. So wurde im Durchschnitt der Regionen für das gesamte, je Betrieb gezahlte *PSE* ein zeitlicher Mittelwert von 14 Tsd. ECU ermittelt. In Bezug auf die zeitliche Entwicklung lässt sich ein jährliches Wachstum von 332 ECU feststellen, obgleich hinsichtlich der je Betrieb gewährten Preisstützung eine negative, jedoch nicht signifikante Tendenz erkennbar ist. Dem steht ein starker Anstieg der je Betrieb gewährten direkten Transfers gegenüber, der die Gesamtentwicklung von  $pse_N$  dominiert. Die direkten Transfers erhöhten sich den Ergebnissen zufolge von 1986 bis 1999 im regionalen Durchschnitt um jährlich 522 ECU. Insgesamt ist der signifikante Anstieg von  $pse_N$  eindeutig auf den Rückgang der Zahl landwirtschaftlicher Betriebe zurückzuführen: Ein signifikanter Rückgang von  $N$  führt bei weitgehend unverändertem *PSE* zu einem Anstieg des Transferbetrags je Betrieb. Dieser Strukturwandeffect verstärkt das für die direkten Transfers erkennbare Wachstum, andererseits wird hierdurch bei der Preisstützung der negative Trend abgeschwächt.

Ein zentrales Ziel der gemeinsamen Europäischen Agrarpolitik besteht in der sukzessiven Verminderung interregio-

naler Disparitäten. Daher betrifft ein weiterer wichtiger Gesichtspunkt der vorliegenden Untersuchung die interregionale Variation des Protektionsniveaus. Bezüglich des Niveaus der Agrarprotektion sind nämlich zwischen den untersuchten Regionen beachtliche Unterschiede festzustellen.

Interessant ist somit auch die zeitliche Entwicklung interregionaler Disparitäten am Beispiel der je landwirtschaftlichem Betrieb gezahlten Subventionen. In Bezug auf die Preisstützung kann man in der letzten Zeile von Tabelle 5 einen jährlichen Anstieg des interregionalen Variationskoeffizienten um 0,9 Prozentpunkte feststellen. Demgegenüber ist hinsichtlich der direkten Transfers ein jährlicher Rückgang des Variationskoeffizienten um 0,6 Prozentpunkte zu erkennen. Dies lässt darauf schließen, dass offensichtlich als Folge der Umorientierung der Agrarpolitik zu

direkten Transfers eine Abschwächung der Disparitäten zwischen den Untersuchungsregionen gelungen ist.

Interessant ist auch dasjenige Subventionsvolumen, welches in Relation zu den in der Landwirtschaft eingesetzten Produktionsfaktoren transferiert wird. Für den regionalen Mittelwert des je ha LF gezahlten Producer Support Estimates ergibt sich über den Zeitraum 1986 bis 1999 ein jährlicher Durchschnittswert von 740 ECU. Generell hat sich während der letzten 20 Jahre die landwirtschaftlich genutzte Fläche in Hessen nicht sonderlich stark – nämlich um vier Prozent – verringert (vgl. HARSCHKE, 2002), so dass  $pse_F$  im wesentlichen durch die Entwicklung des Absolutbetrags des PSE determiniert ist.

Wie sich Tabelle 5 des weiteren entnehmen lässt, ging im Durchschnitt der Landkreise von 1986 bis 1999 die je ha LF erfolgte Stützung der landwirtschaftlichen Produktpreise

Tabelle 5: Durchschnittliche jährliche Veränderungen der regionalen Producer Support Estimates in Hessen, 1986–99

Table 5: Average annual variation of the regional producer support estimates in Hesse 1986–99

Region	PSE, Mio. ECU			PSE <sup>N</sup> , tsd. ECU			PSE <sup>F</sup> , ECU			Percentage PSE		
	GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.
DADI	-0,009	-0,037 ***	0,029 ***	-0,034	-0,495 ***	0,461 ***	-10,526 *	-26,221 ***	15,695 ***	-0,096	-0,718 ***	0,623 ***
FFM	-0,045	-0,152 ***	0,107 ***	0,094	-0,394 ***	0,488 ***	-11,901	-36,686 ***	24,785 ***	-0,301	-0,906 ***	0,606 ***
OF	-0,001	-0,007 ***	0,006 ***	-0,089	-0,404 **	0,315 ***	-4,425	-26,513 ***	22,089 ***	0,025	-2,307 ***	2,333 ***
WI	-0,024	-0,135 ***	0,111 ***	0,158	-0,252 **	0,410 ***	-8,061	-30,455 ***	22,395 ***	-0,208	-0,778 ***	0,570 ***
BERG	-0,303 **	-0,705 ***	0,403 ***	0,143	-0,220 *	0,364 ***	-11,345 **	-27,914 ***	16,569 ***	-0,176	-0,838 ***	0,662 ***
DADIE	-0,433 ***	-0,992 ***	0,559 ***	0,263 **	-0,383 **	0,646 ***	-15,067 ***	-36,855 ***	21,788 ***	-0,395 **	-1,018 ***	0,623 ***
GG	-0,227 **	-0,588 ***	0,362 ***	0,313 **	-0,389 **	0,702 ***	-9,569	-30,175 ***	20,606 ***	-0,284 **	-0,855 ***	0,571 ***
HTK	-0,010	-0,259 ***	0,249 ***	0,362 ***	-0,175 *	0,537 ***	-2,462	-24,873 ***	22,411 ***	-0,030	-1,073 ***	1,043 ***
MKK	-0,132	-1,118 ***	0,986 ***	0,336 ***	-0,120	0,456 ***	-3,052	-24,814 ***	21,761 ***	0,249	-0,896 ***	1,145 ***
MTK	-0,032	-0,201 ***	0,170 ***	0,231 **	-0,249 **	0,480 ***	-5,290	-28,570 ***	23,280 ***	0,217	-0,938 ***	0,721 ***
OD	-0,005	-0,325 ***	0,320 ***	0,370 ***	0,038	0,332 ***	-1,991	-19,637 ***	17,646 ***	0,433	-0,647 *	1,080 ***
OFL	-0,018	-0,161 ***	0,143 ***	0,185 *	-0,392 ***	0,578 ***	-12,208 **	-34,926 ***	22,718 ***	0,354	-1,373 ***	1,727 ***
RTK	-0,018	-0,445 ***	0,427 ***	0,111 **	-0,217 ***	0,328 ***	-1,248	-24,928 ***	23,680 ***	0,477	-1,678 ***	2,155 ***
WE	-0,635 *	-1,999 ***	1,364 ***	0,488 ***	-0,266	0,753 ***	-11,791 *	-38,099 ***	26,308 ***	-0,192	-0,914 ***	0,722 ***
GI	-0,381 **	-1,132 ***	0,751 ***	0,371 ***	-0,203 *	0,575 ***	-10,379 *	-33,616 ***	23,237 ***	0,061	-1,204 ***	1,264 ***
LDK	-0,074	-0,435 ***	0,361 ***	0,251 ***	-0,067	0,318 ***	-10,475 **	-27,213 ***	16,737 ***	0,629 **	-1,110 ***	1,739 ***
LM	-0,011	-0,821 ***	0,810 ***	0,688 ***	-0,175	0,863 ***	-2,881	-28,109 ***	25,228 ***	0,184	-1,244 ***	1,429 ***
MB	0,002	-1,366 ***	1,369 ***	0,443 ***	-0,0775	0,518 ***	-0,497	-28,151 ***	27,654 ***	0,451	-0,984 ***	1,435 ***
VB	0,060	-1,367 ***	1,427 ***	0,611 ***	0,096	0,515 ***	1,626	-20,193 ***	21,819 ***	0,386	-0,864 ***	1,250 ***
KS	-0,007	-0,027 ***	0,020 ***	0,186	-0,251 ***	0,436 ***	9,460 *	-17,079 ***	26,539 ***	1,512 **	-0,772	2,285 ***
FD	0,419	-0,976 ***	1,395 ***	0,470 ***	0,075	0,395 ***	5,733	-15,752 ***	21,484 ***	0,561 **	-0,686 **	1,247 ***
HR	-0,025	-0,973 ***	0,948 ***	0,407 ***	-0,028	0,435 ***	1,319	-23,778 ***	25,098 ***	0,541 **	-0,912 ***	1,453 ***
KSL	-0,148	-1,742 ***	1,594 ***	0,534 ***	-0,291 **	0,825 ***	-2,026	-32,480 ***	30,454 ***	0,261	-0,996 ***	1,257 ***
SEK	0,065	-2,107 ***	2,172 ***	0,603 ***	-0,105	0,708 ***	2,052	-29,066 ***	31,118 ***	0,087	-0,865 ***	0,953 ***
WF	0,462	-1,264 ***	1,726 ***	0,541 ***	0,047	0,494 ***	8,539 *	-15,722 ***	24,261 ***	0,671	-0,611 ***	1,282 ***
WM	0,070	-0,916 ***	0,986 ***	0,590 ***	-0,050	0,641 ***	0,206	-25,147 ***	25,353 ***	0,340	-0,818 ***	1,157 ***
Hessen	-1,743	-20,539 ***	18,796 ***	0,436 ***	-0,101 ***	0,537 ***	-2,205	-26,518 ***	24,313 ***	0,028	-1,052 ***	1,080 ***
Reg. Mittelwert	-0,056	-0,779 ***	0,723 ***	0,332 ***	-0,190	0,522 ***	-4,087	-27,191 ***	23,104 ***	0,205	-1,000 ***	1,205 ***
Reg. Var. koeff.	0,526 ***	1,086 ***	0,676 ***	0,111	0,897 ***	-0,573 ***	0,293	1,707 ***	-1,510 ***	0,626 ***	1,584 ***	-0,559 *

\*\*\* (\*\*, \*) Statistisch signifikant auf dem 99 %- (95 %- ,90 %)-Niveau.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage der Daten aus OECD (a, b), EUROSTAT, Hessisches Statistisches Landesamt (a, b, c, versch. Jgg.)

markant um jährlich 27 ECU zurück. Hingegen zeigt sich hinsichtlich der direkten Transfers eine positive Tendenz, welche im regionalen Durchschnitt einen jährlichen Anstieg dieser Subventionen um 23 ECU ausweist. Im Gesamtergebnis ergeben die für die unterschiedlichen Komponenten der Gemeinsamen Agrarpolitik festgestellten gegenläufigen Entwicklungsrichtungen, dass die Größenordnung des gesamten je ha gewährten *PSE* keiner eindeutigen zeitlichen Tendenz folgt. So ist lediglich für vereinzelte Regionen eine signifikante Entwicklungslinie zu verzeichnen.

So ging etwa in den Landkreisen Offenbach (OFL), Bergstraße (BERG), Darmstadt-Dieburg (DADIE) und Lahn-Dill (LDK) das je ha gezahlte *PSE* signifikant zurück, während sich für die Stadt Kassel (KS) sowie für den Kreis Waldeck-Frankenberg (WF) positive Wachstumsraten erkennen lassen. Demnach bleibt festzuhalten, dass sich die Entwicklung des je ha LF gezahlten Subventionsvolumens im Vergleich zwischen den Landkreisen unterschiedlich gestaltet. So vermochte in einigen Regionen das Wachstum der direkten Transfers den Rückgang der Preisstützung zu kompensieren, woraus sich für das gesamte *PSE<sub>F</sub>* eine positive Tendenz ergab. Solche interregionalen Unterschiede lassen sich mit den in den einzelnen Regionen vorherrschenden agrarstrukturellen Rahmenbedingungen begründen. Je nach der Höhe des regionalen Ertragspotenzials sind die Landwirte nämlich von Preissenkungen unterschiedlich stark betroffen. Offenbar kommt diesen in einigen Regionen in besonders starkem Maße ein Einkommensausgleich über direkte Transfers zugute. Überdies sei vermerkt, dass gemäß Tabelle 6 zwischen dem *PSE* je ha und der Preis-

stützung je ha eine beachtliche positive Korrelation vorliegt. In analoger Weise gilt dies für die Korrelation mit dem Percentage *PSE*.

Was die Veränderung der regionalen Schwankungsbreite des Transfervolumens anbelangt, so lassen sich in dieser Hinsicht analoge Entwicklungen wie in bezug auf das je Betrieb ausgewiesene Protektionsniveau erkennen. Im Hinblick auf die je ha gezahlten direkten Transfers verringerte sich die relative Bevorteilung einzelner Regionen: Von 1986 bis 1999 ist für den interregionalen Variationskoeffizienten der direkten Transfers ein Rückgang um jährlich 1,5 Prozentpunkte zu verzeichnen, wohingegen derjenige der Preisstützung um 1,7 Prozentpunkte anstieg. Eine Begründung hierfür liegt sicherlich darin, dass gegenwärtig in einigen Regionen die Landwirte in noch stärkerem Maße als zu Beginn der Untersuchungsperiode von der Preisstützung profitieren und somit ihre Wettbewerbsfähigkeit noch erhöht haben.

Abschließend sollen die regionalen Implikationen der Agrarpolitik anhand des Percentage *PSE* aufgezeigt werden. Dieses ist im Rahmen dieser Untersuchung als Relation des *PSE* zur Summe aus landwirtschaftlichen Erzeugerumsätzen und staatlichen Transferzahlungen definiert. Der für den regionalen Durchschnitt dieses Protektionsmaßes ausgewiesene zeitliche Mittelwert beträgt 35,7 %. Im Hinblick auf diese Messgröße zeigt Tabelle 5 ähnliche Entwicklungstrends wie für die anderen hier analysierten Protektionsmaße.

So ging im interregionalen Durchschnitt die Relation der Marktpreisstützung zur Summe aus Erzeugerumsätzen und

Tabelle 6: Korrelationskoeffizienten zwischen den durchschnittlichen jährlichen Veränderungen verschiedener Protektionsmaße im interregionalen Vergleich

Table 6: Correlation coefficients between the average annual variation of different protection measures in international comparison

		PSE, Mio. ECU			pse <sup>N</sup> , Tsd. ECU			pse <sup>F</sup> , ECU Perc.			Perc. PSE, v. H.		
		GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.	GAP	Preisst.	Dir. Tr.
PSE	GAP	1											
Mio.	Pr. St.	0,165	1										
ECU	Dir.Tr.	0,198	-0,935***	1									
pse <sup>N</sup>	GAP	0,160	-0,755**	0,808***	1								
Tsd.	Pr. St.	0,496**	-0,401*	0,578**	0,664***	1							
ECU	Dir.Tr.	-0,314	-0,568**	0,451*	0,613***	-0,184	1						
pse <sup>F</sup>	GAP	0,718***	0,202	0,460*	0,445*	0,656***	-0,109	1					
ECU	Pr. St.	0,746***	0,127	0,143	0,172	0,661***	-0,472*	0,828***	1				
	Dir.Tr.	0,046	-0,561**	0,574**	0,500**	0,076	0,577***	0,409*	-0,174	1			
Perc.	GAP	0,494*	0,016	0,163	0,201	0,509**	-0,274	0,744***	0,695***	0,176	1		
PSE	Pr. St.	0,145	-0,247	0,297	0,394*	0,371	0,123	0,203	0,249	-0,049	0,092	1	
v. H.	Dir.Tr.	0,296	0,180	-0,072	-0,108	0,155	-0,305	0,457*	0,386*	0,174	0,736***	-0,607***	1

\*\*\* (\*\*, \*) t-Test signifikant auf dem 99,9 %- (99 %- , 95 %- ) Niveau.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage der Ergebnisse aus Tabelle 5.



Transfers jährlich um einen Prozentpunkt zurück, während für die direkten Transferzahlungen ein Anstieg dieser Verhältniszahl um 1,2 Prozentpunkte zu verzeichnen war. Diese beiden Entwicklungslinien kompensieren sich offenbar gegenseitig, denn das gesamte Percentage *PSE* unterlag während des untersuchten Zeitraumes keinem signifikanten Entwicklungsmuster. Hinsichtlich der interregionalen Variation sind ebenfalls analoge Tendenzen wie für die anderen Protektionsmaße zu erkennen. Zudem lässt sich allerdings auch für das gesamte Percentage *PSE* eine Verstärkung der interregionalen Disparitäten feststellen. Analysiert man deren Entwicklung, so lässt sich der untersten Zeile in Tabelle 5 ein jährliches Wachstum der interregionalen Variation des Percentage *PSE* um 0,6 Prozentpunkte entnehmen. Bei der Preisstützung ist ebenfalls ein Anstieg der interregionalen Disparitäten zu verzeichnen, denn diesbezüglich ist ein jährliches Wachstum des betreffenden Variationskoeffizienten von 1,6 Prozentpunkten ausgewiesen. Diese Ergebnisse weisen darauf hin, dass offenbar während des hier untersuchten Zeitraumes auf der Ebene der hessischen Landkreise das agrarpolitische Ziel der Abmilderung interregionaler agrar-struktureller Entwicklungsdisparitäten konterkariert wurde. Im Hinblick auf die Beantwortung dieser Fragestellung ist generell das jeweils gewählte Protektionsmaß von hoher Relevanz.

Als Fazit lässt sich festhalten, dass auf der regionalen Ebene sehr unterschiedliche Entwicklungstendenzen des Protektionsniveaus existieren. Offenbar konnte in zahlreichen Regionen nur teilweise eine Kompensation des Rückgangs der Preisstützung durch den Anstieg der direkten Transferzahlungen erfolgen. Im Lahn-Dill-Kreis, welcher den Großteil der Untersuchungsregion umfasst, unterscheiden sich die beobachteten Implikationen der Europäischen Agrarpolitik markant von denjenigen, welche für die Mehrzahl der anderen hessische Landkreise zu verzeichnen sind. So lag das jährliche Wachstum des Percentage *PSE* im Lahn-Dill-Kreis mit 0,6 Prozentpunkten beachtlich über der für den regionalen Durchschnitt ermittelten Veränderungsrate von 0,2 Prozentpunkten. Offenbar kommt diesbezüglich den direkten Transfers eine besondere Bedeutung zu, denn deren Relation zu den landwirtschaftlichen Umsätzen stieg im Lahn-Dill-Kreis um jährlich 1,7 Prozentpunkte an, während für den regionalen Durchschnitt eine entsprechende Wachstumsrate von lediglich 1,1 festzustellen ist. Dies lässt für diesen Landkreis auf eine vergleichsweise starke Zunahme der Bedeutung der direkten Transfers in Relation zu den Erzeugerumsätzen schließen. Umgekehrt verhält sich dies jedoch im Hinblick auf die je

landwirtschaftlichem Betrieb gemessenen Transfers. So fiel der jährliche Anstieg der je Betrieb ausgewiesenen Zahlungen sowohl für das gesamte *PSE* als auch für die direkten Transfers in der Lahn-Dill-Region wesentlich niedriger aus als für den Durchschnitt der hessischen Landkreise. Indessen ging jedoch auch die je Betrieb gewährte Marktpreisstützung vergleichsweise schwach zurück. Bezüglich der je ha LF ausgewiesenen direkten Transfers ist in der Lahn-Dill-Region im Vergleich zum regionalen Mittelwert wiederum eine weitaus geringere jährliche Erhöhung zu verzeichnen, so dass die langfristige Absenkung der Preisstützung nicht kompensiert werden konnte. Dies hat zur Folge, dass die in der Lahn-Dill-Region ansässigen Landwirte eine viel stärkere Absenkung des Transfervolumens je ha LF in Kauf nehmen mussten, als dies im Durchschnitt der Regionen der Fall war.

## 5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Ausgangspunkt dieser Untersuchung war die Frage, ob in peripheren Regionen Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft bestehen und, wenn dies der Fall ist, ob diese Wettbewerbsnachteile durch staatliche Instrumente der Agrarmarktpolitik kompensiert werden. Periphere Regionen wurden dabei als solche Raumeinheiten definiert, in denen naturräumlich und standortbedingt ungünstige Produktionsbedingungen für die Landwirtschaft vorliegen. Als Beispiel einer peripheren Region in Deutschland diente das hessische Lahn/Dill-Bergland: Dort liegen ungünstige naturräumliche Bedingungen für die Landwirtschaft vor, verbunden mit einem weit überdurchschnittlichen Anteil von Brachflächen und Nebenerwerbsbetrieben.

In einem ersten Teil wurde der Frage nachgegangen, wie landwirtschaftliche Haushalte in dieser Region Entscheidungen über die Erwerbstätigkeit innerhalb und außerhalb der Landwirtschaft treffen. Als Grund für Wettbewerbsnachteile, die zur Einkommensdisparität führen, wird oft eine Immobilität des landwirtschaftlichen Faktoreinsatzes gesehen. Immobilität würde allerdings bedeuten, dass der Faktoreinsatz landwirtschaftlicher Familien außerhalb der Landwirtschaft nicht auf Mobilitätsanreize – insbesondere den außerlandwirtschaftlichen Lohnsatz – reagieren würde. Dies wurde nicht bestätigt. Landwirtschaftliche Familien in der Untersuchungsregion reagieren auf Erhöhungen des Lohnniveaus außerhalb der Landwirtschaft durch eine Steigerung des Arbeitseinsatzes im nichtlandwirtschaftlichen Bereich. Weiter wird die außerlandwirtschaftliche und

landwirtschaftliche Erwerbstätigkeit vom Unternehmertyp, von soziodemographischen Variablen der landwirtschaftlichen Familie sowie den naturräumlichen Standortbedingungen bestimmt. Da eine Einkommensdisparität landwirtschaftlicher gegenüber nichtlandwirtschaftlicher Familien besteht, reicht aber offenbar die festgestellte Mobilität nicht aus, um bestehende Standortnachteile und u. U. die Effekte sektorspezifischer Qualifikationen zu kompensieren.

Im zweiten Teil wurde am Beispiel des hessischen Fleischmarkts untersucht, ob Wettbewerbsnachteile der Erzeuger durch Marktmacht in den weiterverarbeitenden Stufen vorhanden sind. Im Lahn/Dill-Bergland hat die tierische Erzeugung erhebliche Bedeutung für die landwirtschaftlichen Einkommen. Es konnte für die untersuchten hessischen Fleischmärkte eine gute Integration in überregionale Märkte anhand umfassender Preistransmissionsanalysen festgestellt werden. Der Grad und die Anpassungsgeschwindigkeit der Preistransmission deuten jedoch auf Marktunvollkommenheiten und ein lediglich mittleres Markteffizienzniveau hin, was aufgrund regional unterschiedlicher Nachfragesstrukturen mit kurzfristig abweichenden Anpassungsstrategien der Marktteilnehmer verbunden ist. Eine Marktstruktur- und -verhaltensanalyse bestätigt die strukturellen Schwächen der hessischen Landwirtschaft, die eine eindeutig polypolistische Struktur aufweist. Während die fleischverarbeitende Marktstufe als ein im Kern oligopolistischer Markt mit einem weiten polypolistischen Randbereich charakterisiert werden kann, wird der Lebensmitteleinzelhandel als klares Oligopol identifiziert. Die weitgehend oligopolistische Struktur der Fleischwirtschaft bedeutet allerdings nicht, dass auf den Beschaffungs- und Absatzmärkten starke oligopsonistische oder oligopolistische Marktmacht ausgeübt wird, so das Ergebnis direkter Marktmachtmodelle. Geschätzte Marktmachtkoeffizienten liegen nahe minus Eins und deuten auf ein wettbewerbsnahes Verhalten dieser Marktstufe hin. Die Ergebnisse des Struktur-Verhalten-Ergebnis-Konzepts der hessischen Fleischmärkte legen für den Lebensmitteleinzelhandel die Hypothese der Marktmacht nahe.

Die vorgenommene Regionalisierung der von der OECD verwendeten *PSE*-Methodik ermöglicht die räumlich vergleichende Quantifizierung staatlicher Maßnahmen zur Stützung der landwirtschaftlichen Einkommen. Für den Zeitraum von 1986 bis 1999 lassen die hieraus gewonnenen Ergebnisse grundsätzlich darauf schließen, dass dem Agrarsektor in Hessen erhebliche agrarpolitische Transferbeträge gewährt wurden. Deren Größenordnung betrug im

Jahresdurchschnitt 500 Mio. ECU, was immerhin etwa 0,3 % des im Bundesland Hessen jährlich erwirtschafteten Bruttoinlandproduktes entspricht. Hierdurch können agrarstrukturelle Wettbewerbsnachteile, die vor allem in den naturräumlichen Rahmenbedingungen liegen, teilweise kompensiert werden. Im interregionalen Vergleich ergeben sich gleichwohl beachtliche interregionale Unterschiede im zeitlichen Entwicklungsmuster der Agrarprotektion. Diesbezüglich ist auch das jeweils gewählte Protektionsmaß von zentraler Bedeutung. So waren etwa im Verhältnis zur landwirtschaftlich genutzten Fläche die Landwirte in agrarwirtschaftlich prosperierenden Regionen vom Rückgang der Marktpreisstützung überproportional betroffen. Ferner ist im Hinblick auf das Percentage *PSE* für die Untersuchungsgebiete ein besonders markanter und im interregionalen Vergleich überdurchschnittlicher Anstieg der direkten Transfers erkennbar.

Insgesamt lässt sich folgendes Fazit aus den Ergebnissen ziehen. Für die Landwirtschaft der Untersuchungsregion zeigt sich, dass zwei weit verbreitete Thesen für Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft nicht gelten: a) die These der Immobilität landwirtschaftlicher Faktoren; b) die These der Marktmacht im nachgelagerten Sektor. Landwirtschaftliche Familien reagieren auf Anreize außerhalb und innerhalb der Landwirtschaft mit ihren Erwerbsentscheidungen, und zumindest bei Fleisch sind die regionalen Märkte gut in die überregionalen Märkte integriert. Die Schlachtstätten und die weiterverarbeitende Marktstufe zeigen wettbewerbsähnliches Verhalten. Es bestehen jedoch naturräumliche Wettbewerbsnachteile und ungünstige Betriebsgrößenstrukturen, die gegen eine starke Wettbewerbsfähigkeit der Landwirtschaft in der Untersuchungsregion sprechen, so dass die Nebenerwerbslandwirtschaft dominiert. Erhebliche staatliche Einkommenstransfers wirken dem Strukturwandel in der Untersuchungsregion entgegen. Insbesondere die größere Bedeutung der jetzigen Direktzahlungen und die geringere Bedeutung der Preisstützung in der EU-Agrarpolitik begünstigt die Untersuchungsregion im Vergleich zu landwirtschaftlichen Gunstregionen zunehmend.

## Danksagung

In diesem Beitrag werden Ergebnisse des Teilprojekts „Wettbewerbsnachteile für die Landwirtschaft in peripheren Regionen? Theoretische Konzepte und empirische Messung“ aus der Förderungsphase 2000–02 des Sonderfor-

schungsbereichs 299 an der Universität Gießen zusammengefasst. Der Deutschen Forschungsgemeinschaft sei für die finanzielle Förderung gedankt, und einem anonymen Gutachter dieser Zeitschrift für sehr hilfreiche Kommentare zu einer früheren Fassung des Beitrags.

## Anmerkungen

- 1 Für eine detaillierte theoretische Darstellung der JOHANSEN-Prozedur sowie der Modellergebnisse siehe PFAFF (2001), S. 183 ff. und S. 192 ff.
- 2 Kann die Hypothese  $H_0 = \alpha_{ij} = 0$  bestätigt werden, so entspricht das System (Preisreihe) dem Wert Null, und die Gleichung unterliegt nicht dem kointegrierenden Vektor. Die Preisreihe zeigt somit keine Reaktion auf Ungleichgewichte in anderen Systemen und wird als exogen betrachtet.
- 3 Vgl. wesentlich ausführlicher PFAFF (2001) sowie ANDERS (2004).
- 4 In Abgrenzung zur älteren industrieökonomischen Untersuchungsmethodik der SCP-Studien (structure-conduct-performance), die vorrangig vergleichende Wettbewerbsanalysen im Querschnitt zwischen Branchen durchführten, werden die Modelle der NEIO (New Empirical Industrial Organization) empirisch auf der Ebene einer Industrie umgesetzt und basieren explizit auf der mikroökonomischen Theorie (BRESNAHAN, 1989, Kap. 17).
- 5 Die empirische Modellspezifizierung der Analyse erfolgte in Anlehnung an AZZAM (1997) sowie SCHROETER (1988).
- 6 Eine Vielzahl empirischer Studien hingegen leitet das theoretische Marktmachtmodell auf der Ebene des Unternehmens her und aggregiert die Gleichungen nachträglich, da empirische Analysen aufgrund der Datenverfügbarkeit typischerweise auf der Industrieebene durchgeführt werden.
- 7 Die Wahl der Kostenfunktion im Rahmen der Spezifikation des theoretischen Marktmachtmodells ist eine vieldiskutierte Frage der industrieökonomischen Literatur. Für eine ausführliche Diskussion dieser und anderer wichtiger Fragen der Modellspezifikation siehe MORRISON-PAUL (1999).
- 8 Eine Vielzahl von empirischen Studien verwendet den Herfindahl-Hirschmann-Index als Konzentrationsmaß. Aufgrund der Datenverfügbarkeit wird in der vorliegenden Analyse die Konzentrationsrate  $CR_6$  aus der amtlichen Statistik verwendet, da beide Maße vergleichbare Ergebnisse liefern (CARLTON und PERLOFF, 1994).

9 Für die Umsetzung des theoretischen Marktmachtmodells wurden monatliche Preis-, Kosten- sowie Konzentrationsdaten der beteiligten Marktstufen im Zeitraum Jan. 1995 bis Dez. 2000 erhoben. Die Preise der Fleischarten wurden auf der Ebene der Fleischverarbeitung und des Einzelhandels als Durchschnittswerte für Schweinehälften bzw. Rinderviertel und im LEH als mittlerer Preis wichtiger Teilstücke berechnet.

- 10 Eine detaillierte Darstellung der hessischen Verbrauchernachfrage nach Fleisch findet sich in ANDERS (2000) sowie HERRMANN und ANDERS (2001) unter besonderer Berücksichtigung von saisonalen Einflüssen und der BSE-Krise sowie des Gemeinschaftsmarketings von Agrarprodukten.
- 11 Eine Diskussion der Interpretationsmöglichkeiten des Parameters der konjekturalen Variation im Rahmen von empirischen Marktmachtanalysen findet sich unter anderem in SEXTON und LAVOIE (2001), GASMI und VUONG (1991) und GASMI et al. (1992).
- 12 Eine methodische Verfahrensdarstellung der Monte-Carlo-Simulationen findet sich in LI und WINKER (2000). Beispiele empirischer Anwendungen im Bereich der New Empirical Industrial Organization Literatur sind die Arbeiten von RAPER und LOVE (1998), RAPER et al. (2000) und die Dissertation von DONG (1998).
- 13 Zu den angesprochenen Arbeiten gehören die beispielhaften Beiträge von AZZAM und PAGOULATOS (1990), HYDE und PERLOFF (1998) und MUTH und WOHLGEMANT (1998).

## Literatur

- ANDERS, S. (2000): Quantitative Analyse des Fleischverbrauchs in Hessen: Ursachen von Verbrauchsstrukturänderungen und Folgen für das hessische Gemeinschaftsmarketing. (Arbeitsberichte des Instituts für Agrarpolitik und Marktforschung, Nr. 29), Gießen.
- ANDERS, S. (2004): Ökonometrische Marktmachtanalyse im hessischen Vermarktungshandel für Rind- und Schweinefleisch. Unveröffentlichtes Forschungsmanuskript zur Dissertation.
- ANDERS, S., J. HARSCHKE und R. HERRMANN (2002): The Regional Incidence of European Agricultural Policy: Measurement and Empirical Evidence. Contributed Paper, Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), Zaragoza, 28.–31. August.
- ANDERS, S., J. HARSCHKE, R. HERRMANN und K. SALHOFER

- (2004): Regional Income Effects of Producer Support Under the CAP. „Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales“, zur Veröffentlichung eingereicht.
- APPELBAUM, E. (1982): The Estimation of the Degree of Oligopoly Power. *Journal of Econometrics*, Vol. 19, 287–299.
- AZZAM, A. M. (1997): Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration. *The Journal of Industrial Economics*, 45 (4), 377–386.
- AZZAM, A. M. und E. PAGOULATOS (1990): Testing Oligopolistic and Oligopsonistic Behaviour: An Application to the US Meat-Packing Industry. *Journal of Agricultural Economics*, 41, 362–370.
- BREITENACHER, M. und U. C. TÄGER (1996): Branchenuntersuchung Ernährungsindustrie. (Reihe Struktur und Wachstum, Nr. 48, ifo Institut für Wirtschaftsforschung), Duncker & Humblot, Berlin, München.
- BRESNAHAN, T. F. (1989): Empirical Studies of Industries with Market Power. In: SCHMALENSEE, R. und R. WILLIG (Hrsg.): *Handbook of Industrial Organization*. Vol. II. North Holland, New York, Chapter 17.
- BROWN, C. G. (1990): Distributional Aspects of CAP Price Support. *European Review of Agricultural Economics*, 17 (3), 289–301.
- CARLTON, D. W. und J. M. PERLOFF (1994): *Modern Industrial Organization*. Harper Collins College Publishers, New York.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITY (1981): *Study of the Regional Impact of the Common Agricultural Policy*, Brussels.
- CORDEN, W. M. (1971): *The Theory of Protection*. Oxford.
- DIEWERT, W. E. (1971): An Application of the Sheppard Duality Theorem: An Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy*, 79, 481–507.
- DONG, A. (1998): Testing the Collusion versus Efficiency Hypothesis in an Oligopoly Oligopsony Model. Ph. D. Thesis, University of Nebraska, Lincoln, Nebraska, USA.
- EHI (EUROHANDELSINSTITUT e.V.): *Handel aktuell*. Köln: EHI Verlag, versch. Jgg.
- EUROPEAN COMMISSION (2001): *Study on the Impact of Community Agricultural Policies on Economic and Social Cohesion*. Directorate-General for Regional Policy, Brussels.
- EUROSTAT: *Agrarpreise*. Brüssel, versch. Jgg.
- FREDE, H.-G. und M. BACH (1999): Perspektiven für periphere Regionen. *Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung*, Nr. 40, 193–196.
- GASMI, F. und Q. VOUNG (1991): An Econometric Analysis of some Duopolistic Games in Prices and Advertising. In: RHODES, G. und T. FOMBY (Eds.): *Advances in Econometrics: Econometric Methods and Models for Industrial Organization*. Greenwich, CT, 225–254.
- GASMI, F., J. J. LAFFONT und Q. VUONG (1992): Econometric Analysis of Collusive Behaviour in a Soft-Drink Market. *Journal of Economics and Management Strategy*, 1, 277–311.
- GASSON, R. (1993): *The Farm Family Business*. CAB International, Wallingford.
- GREENE, W. H. (1997): *Econometric Analysis*. Third Edition, Prentice Hall, New Jersey.
- HARSCHE, J. (1998): Der landwirtschaftliche Sektor im Spannungsfeld des wirtschaftlichen Strukturwandels in einer deutschen Mittelgebirgsregion. Entwicklung der regionalökonomischen Verflechtungen zwischen der Landwirtschaft und anderen Wirtschaftssektoren im hessischen Lahn-Dill-Gebiet. *Land, Agrarwirtschaft und Gesellschaft*, 13 (1), 37–70.
- HARSCHE, J. (1999): Der Einfluss innerbetrieblicher und außerbetrieblicher Faktoren auf das Erwerbsverhalten landwirtschaftlicher Unternehmerfamilien in Hessen. In: BERG, E., W. HENRICHSMEYER und G. SCHIEFER (Hrsg.): *Agrarwirtschaft auf dem Weg in die Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.*, Band 35, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup, 355–359.
- HARSCHE, J. (2000): Wie zukunftsfähig ist die Landwirtschaft in zentraleuropäischen Mittelgebirgsregionen? In: ALVENSLEBEN, R. VON, U. KOESTER und C. LANGBEHN (Hrsg.): *Wettbewerbsfähigkeit und Unternehmertum in der Land- und Ernährungswissenschaft*. (Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 36), Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup, 337–342.
- HARSCHE, J. (2002): Die Auswirkungen des gesamtwirtschaftlichen Strukturwandels auf das Erwerbsverhalten hessischer Landwirte. (Sonderhefte der Agrarwirtschaft, Nr. 172), Agrimedia, Bergen/Dumme.
- HERRMANN, R. und S. ANDERS (2001): Potentiale und Erfolgsfaktoren regionaler Markenprogramme. *Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchsforschung*, 47 (3), 251–271.
- HERRMANN, R., J. HARSCHE und K. PFAFF (1999): Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? *Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung*, Sonderheft, 40 (5), 282–288.

- HERRMANN, R., J. HARSCHKE und K. PFAFF (2000): Einkommensdisparität und die Bedeutung von Wettbewerbsnachteilen für die Landwirtschaft: Das Beispiel des hessischen Lahn-Dill-Berglandes. *Berichte über Landwirtschaft*, 78 (4), 534–563.
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT (a): Die Bodennutzung in Hessen. Wiesbaden, versch. Jgg.
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT (b): Hessische Kreiszahlen. Wiesbaden, versch. Jgg.
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT (c): Tierbestände in Hessen. Wiesbaden, versch. Jgg.
- HYDE, Ch., E. und J. M. PERLOFF (1998): Multimarket Market Power Estimation: The Australian Retail Sector. *Applied Economics*, 30, 1169–1176.
- JOSLING, T. (1979): Agricultural Protection and Stabilization Policies: Analysis of Current Neomercantilist Practices. In: HILLMAN, J. S. und A. SCHMITZ (eds.): *International Trade and Agriculture: Theory and Policy*. (Westview Special Studies in International Economics and Business), Boulder, 149–162.
- LANDESARBEITSAMT HESSEN: Arbeitslose nach Gemeinden, versch. Jgg.
- LEON, Y. und M. QUINQU (1995): The Regional Impact of the Common Agricultural Policy on French Agriculture. In: SOTTE, F. (ed.): *The Regional Dimension in Agricultural Economics and Policies*. Proceedings of the 40<sup>th</sup> Seminar of the European Association of Agricultural Economists. Ancona, 26.–28. Juni, 429–441.
- LI, J. X. und P. WINKER (2000): Time Series Simulation with quasi Monte Carlo Methods. Department of Mathematics PennState University, Harrisburg, Pennsylvania, USA.
- MORRISON-PAUL, C. J. (1999): Cost Structure and the Measurement of Economic Performance, Productivity Utilization Cost Economics and Related Performance Indicators. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- MUTH, M. K. und M. K. WOHLGENANT (1998): A Test for Market Power using Marginal Input and Output Prices with Application to the US Beef Processing Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 638–643.
- OECD (a): *Agricultural Policies in OECD Countries: Monitoring and Evaluation*. Paris, versch. Jgg.
- OECD (b): *Producer and Consumer Support Estimates*. Brüssel, versch. Jgg.
- PFAFF, K. (2001): Wettbewerbsanalyse im Rahmen der Industrieökonomik: Theorie und empirische Anwendung auf den hessischen Fleischmarkt. (Sonderhefte der Agrarwirtschaft, Nr. 179), Agrimedia, Bergen/Dumme.
- PINDYCK, R. S. und D. L. RUBINFELD (1998): *Econometric Models and Econometric Forecasts*. 4. Aufl., Mc Graw Hill, Boston, Burr Ridge, Dubuque.
- PRINZ, C. (1994): Die Nahrungsmittelhilfepolitik der Europäischen Gemeinschaft. Darstellung, Analyse und polit-ökonomische Erklärung. Schriften des Zentrums für regionale Entwicklungsforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Nr. 58. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup.
- RAPER, K. M. und A. H. LOVE (1998): Nonparametric Tests for Monopsonistic Market Power Exertion. *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 1156–1162.
- RAPER, K. M., A. H. LOVE und R. C. SHUMWAY (2000): Determining Market Power Exertion between Buyers and Sellers. *Journal of Applied Econometrics*, 15, 225–252.
- SCHROETER, C. (1988): Estimating the Degree of Market Power in the Beef-Packing Industry. *Review of Economics and Statistics*, 70 (1), 158–162.
- SEXTON, R. J. und N. LAVOIE (2001): Food Processing and Distribution: An Industrial Organization Approach. In: GARDNER, B. und G. RAUSSER (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*. North Holland, Amsterdam, Chapter 15.
- STAHR, K. (1998): Kommunikationsnetzwerke im Lahn-Dill-Bergland. Unveröffentlichtes Forschungsmanuskript, Gießen.
- STAHR, K. (2001): Dörfliche Kommunikationsnetzwerke. Kommunikation und Beratung. Sozialwissenschaftliche Studien zur Landnutzung und ländlichen Entwicklung, Nr. 42, Weikersheim.
- STATISTISCHES BUNDESAMT: *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Metzler-Poeschel, verschiedene Jahrgänge.
- TARDITI, S. und G. ZANIAS (2001): Common Agricultural Policy. In: HALL, R., A. SMITH und L. TSOUKALIS (eds.): *Competitiveness and Cohesion in EU Policies*. Oxford University Press, Oxford, 179–216.
- WEISS, C. (1997): Do They Come Back Again? The Symmetry and Reversibility of Off-Farm Employment. *European Review of Agricultural Economics*, 24 (1), 65–84.

## **Addresses of authors**

**Prof. Dr. Roland Herrmann** und **Dipl.-Ing. agr. Sven Anders**, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, D-35390 Gießen; e-mail: [Roland.Herrmann@agrار.uni-giessen.de](mailto:Roland.Herrmann@agrار.uni-giessen.de); [Sven.Anders@agrار.uni-giessen.de](mailto:Sven.Anders@agrار.uni-giessen.de)

**Dr. Johannes Harsche**, Forschungs- und Entwicklungsgesellschaft Hessen, Abraham-Lincoln-Str. 38-42, D-65189 Wiesbaden; e-mail: [Johannes.Harsche@feh-hessen.de](mailto:Johannes.Harsche@feh-hessen.de)

Eingelangt am 24. Februar 2003

Angenommen am 15. Jänner 2004