

Der hessische Fleischmarkt: Überregional integriert oder benachteiligt?¹

von

K. PFAFF*

1 Einleitung

Anstoß zur vorliegenden Studie gab der empirische Nachweis einer Einkommensdisparität zuungunsten der landwirtschaftlichen Familien im mittelhessischen Lahn-Dill-Bergland. Die Landwirtschaft in der Region ist zudem durch unterdurchschnittliche Betriebsgrößen und einem hohen Anteil an Nebenerwerbslandwirtschaft gekennzeichnet (HERRMANN/HARSCHKE/PFAFF, 1999). Eine von mehreren möglichen Ursachen einer Einkommensdisparität zuungunsten der landwirtschaftlichen Familien könnte durch solche Wettbewerbsnachteile begründet sein, die auf unvollkommenen Wettbewerb zurückzuführen sind.

Ziel dieses Beitrags ist es deshalb, mit Hilfe horizontaler Preisanalysen zu überprüfen, ob die Landwirte in der Untersuchungsregion im Vergleich zu Landwirten anderer Regionen benachteiligt sind².

Für die empirischen Analysen wurde der Preis für Schweinefleisch gewählt, da Schweinehaltung von ca. 60% der Betriebe in der Untersuchungsregion realisiert wird. Aufschluß über Marktintegration und -effizienz zwischen einzelnen hessischen Betrieben und den größten Erzeugerregion für Schweinefleisch in Deutschland wird über verschiedene Untersuchungen zur Preistransmission und den kausalen Zusammenhängen auf Basis der Kointegrationstheorie gewonnen.

2 Deutsche Schlachtstättenstruktur und Datengrundlage

Das Schlachthofwesen in Deutschland ist insgesamt immer noch kleinstrukturiert, obwohl seit den 70er Jahren vermehrt Anlagen mit Kapazitäten über 20.000t Schlachtgewicht in Betrieb genommen wurden. Diese machen zahlenmäßig zwar nur 23% der Betriebe aus, vollziehen jedoch 72% der gewerblichen Schlachtungen. Bei Untersuchungen horizontaler Preisbeziehungen und darauf aufbauenden Rückschlüssen auf die Wettbewerbssituation ist es wichtig, die regional sehr unterschiedliche Verteilung der Schlachtkapazitäten zu beachten. In Norddeutschland (Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen) stehen mit Abstand die meisten und größten Anlagen, während die mittelhessische Untersuchungsregion durch besonders kleine

* Dipl.-Ing.agr. Kerstin Pfaff, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen; e-mail: Kerstin.Pfaff@agr.uni-giessen.de

¹ Das vorliegende Papier basiert auf Ergebnissen, die im Rahmen des DFG-Sonderforschungsbereichs 299 ‚Landnutzungskonzepte für periphere Regionen‘ erarbeitet wurden.

² Der Begriff Marktintegration beschreibt hierbei die Stärke, mit der Angebots- und Nachfrageschocks, die in einer Region auftreten, in eine andere Region übertragen werden. Die beiden Regionen müssen nicht notwendigerweise direkt miteinander Handel betreiben, um ein hohen Grad an Integration aufzuweisen. Bedeutsam ist, daß sie Teil eines gemeinsamen Handelsnetzwerkes sind, welches insbesondere durch Arbitragemöglichkeiten bestimmt wird. Das Konzept der Effizienz ist in diesem Rahmen der zweite bedeutsame Begriff: Räumlich und zeitlich getrennte Märkte werden bezüglich des sich ständig ändernden, produktspezifischen Informationssystems als effizient bezeichnet, wenn die Umsetzung der Informationen einen zeitlich begrenzten Anpassungsprozeß in Gang setzt, der den systematischen Abbau des entstandenen Ungleichgewichts zur Folge hat. Bei effizienten Märkten entsprechen die Preisdifferenzen den Transferkosten; Effizienz ist damit eine notwendige Bedingung für ein Marktgleichgewicht. Einen Überblick über Begriffe und empirische Studien geben FACKLER/GOODWIN, 1999.

Anlagen (<10.000t SG) gekennzeichnet ist. Ungefähr 50% der Schlachtungen werden in nicht meldepflichtigen Betrieben durchgeführt, davon 12% allein als Hausschlachtungen (PFAFF, 1998). Eine klare Benachteiligung hessischer Schlachtstätten besteht über die anfallenden Fleischbeschau- und Konfiskatentsorgungsgebühren, welche über die Zweckverbände von den Kommunen festgelegt werden. Obwohl die hygienischen Auflagen bundesweit durch das EU-Recht einheitlich geregelt sind, fallen diese Gebühren in Hessen im Vergleich zu anderen Bundesländern immer noch sehr hoch aus (PFAFF/KRAMB, 1998).

Grundlage der horizontalen Preistransmissionsanalysen bilden zum einen die wöchentlichen Produzentenpreise von sechs hessischen Schlachthöfen (HLRL, Wetzlar) und zum anderen die Preise der vier größten Schweine-Erzeugerregionen Deutschlands - Hannover, Weser-Ems, Nordrhein-Westfalen Nord und Nordrhein-Westfalen Süd (afz) für den Zeitraum 1. Woche 1992 bis 52. Woche 1997. Da für Frischfleisch nur Tiere der besten Qualität verwendet werden, wird für die Untersuchungen der Preis für Schweinehälften (DM/kg) der Handelsklasse (HK) E ausgewählt. Diese HK hat zudem mit einem Anteil von über 60% aller Schlachtungen in Hessen die größte Bedeutung. In der Untersuchungsregion befinden sich die Schlachthöfe in Gießen, Marburg und Dillenburg. Die Schlachthöfe in Fulda, Bad Hersfeld und Kassel liegen zwar außerhalb der Kernuntersuchungsregion, jedoch im plausiblen Aktionsradius der betroffenen Landwirte und werden deshalb auch mit berücksichtigt. Durch eine telefonische Befragung der Schlachthofbetreiber konnte zusätzlich die Information gewonnen werden, daß keiner der sechs hessischen Schlachthöfe über eine eigene Viehtransportspedition verfügt und die Landwirte das Schlachtvieh entweder selbst anliefern oder den Transport über einen Viehhändler abwickeln müssen.

3 Empirische Ergebnisse³

Der durchschnittliche Preis schwankt bei den sechs Betrieben in Hessen zwischen 3,03 DM/kg und 3,28 DM/kg, bei einem hessischen Durchschnittswert von 3,13 DM/kg. Die Standardabweichungen liegen mit einer Bandbreite von 0,44 bis 0,48 DM/kg relativ eng beisammen. In Hannover, Weser-Ems sowie Nordrhein-Westfalen Nord kommt der Durchschnittspreis hingegen auf 3,02 DM/kg und in Nordrhein-Westfalen Süd auf 3,09 DM/kg. In all diesen Gebieten ergibt sich eine Standardabweichung von 0,44 (HERRMANN/HARSCH/PFAFF, 1999 und neuere Berechnungen). Da die in die Untersuchung einbezogenen Schlachthöfe in Hessen im Vergleich zu den anderen Erzeugergebieten nur geringe Schlachtkapazitäten haben und sie keine eigenen Speditionen betreiben, wie es bei großen Schlachtstätten üblich ist, kann der Preisunterschied zwischen hessischen und nicht-hessischen Schlachthöfen mit den für die Landwirte entstehenden Transportkosten erklärt werden. Die insgesamt niedrigere Standardabweichung bei den nicht-hessischen Betrieben kann jedoch als Zeichen dafür gewertet werden, daß Schlachtstätten mit großen Kapazitäten die Erzeugerpreise stabiler halten können. Ein genereller Preisnachteil für die Landwirtschaft der Untersuchungsregion gegenüber wichtigen Erzeugerregionen anderer Bundesländer kann bislang nicht abgeleitet werden.

Der Dickey-Fuller (DF)- und auch der Augmented-Dickey-Fuller (ADF)-Test ergeben für alle Testgleichungen eindeutig, daß sämtliche Preisreihen integriert vom Grade Eins sind. Aus diesem Grund basieren alle weiteren Untersuchungen auf der Kointegrationstheorie (vgl. BANERJEE et al., 1993).

Als nächstes wurden die einzelnen Preispaare auf Kointegration getestet. Für den Test wurde nicht die meist übliche statische kointegrierende Regression gewählt, sondern eine dynamische Spezifikation, aus der das statische Äquivalent (Gleichung 1) abgeleitet wird:

³ Alle Berechnungen wurden mit PcGive 9.0 durchgeführt.

$$(1) y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$$

wobei: y_t und x_t die Preise in der aktuellen Periode sind und ε_t ein *white-noise* Störterm ist.

Die Bestimmung der Anzahl an Zeitverzögerungen beruht bei jeder Einzelregression auf einer Kombination der Ergebnisse der Informationskriterien (Schwarz-Kriterium, Hannan-Quinn-Kriterium und Final-Prediction-Error-Kriterium) und gleichermaßen auf den Resultaten der Fehlspezifizierungstests. Wird die Entscheidung nur auf die Informationskriterien abgestellt, kann oftmals kein *weißes Rauschen* der Störterme erreicht werden. Zusätzlich wird getestet, ob das Ergebnis durch Hinzunahme einer Konstanten und/oder eines Trends verbessert werden kann, was bei einem kleinen Teil der Regressionen der Fall ist. Des weiteren zeigt sich, daß der doppelt logarithmierte Ansatz die besten Ergebnisse erbringt. Da der Nachweis von Kointegration theoretisch unabhängig vom wahren kausalen Zusammenhang sein sollte, wird keine a-priori-Festlegung endogener bzw. exogener Variablen vorgenommen, sondern alle möglichen Preiskombinationen werden durchgerechnet.

Insgesamt kommt klar heraus, daß sämtliche horizontalen Preiskombinationen in beide Richtungen kointegriert sind. In 82 von 90 Fällen wird die Nullhypothese auf dem 99%-Niveau abgelehnt, bei den verbleibenden acht Fällen auf dem 95%-Niveau.

Als nächstes wird gemäß dem ENGLE-GRANGER-Verfahren die aus der dynamischen kointegrierenden Regression abgeleitete statische kointegrierende Regression genutzt, um das dazugehörige Fehlerkorrekturmodell (FKM), wie es in Gleichung 2 dargestellt ist, zu bilden:

$$(2) \Delta y_t = \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \delta \Delta x_t + \sum_{i=1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \rho_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

Während die kointegrierende Beziehung die langfristigen Zusammenhänge liefert, mißt der um eine Periode verzögerte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms⁴ α im FKM die Geschwindigkeit, mit der sich das System seinem Gleichgewicht nähert. Außerdem stellt das FKM die einzige Möglichkeit dar, die kausalen Zusammenhänge zwischen den Preisreihen zu überprüfen und auf kurzfristig perfekte Preistransmission zu testen, da die Standardtests auf Regressionen mit integrierten Variablen nicht angewandt werden können. Als Kausalitätstest wurde zum einen der übliche t-Test auf den Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms genutzt sowie zusätzlich die klassische Wald-Statistik eingesetzt, um die Hypothesen $\rho_1 = \dots = \rho_n = \alpha_y = 0$ und $\lambda_1 = \dots = \lambda_n = \alpha_x = 0$ zu überprüfen. Beim Test auf kurzfristig perfekte Preistransmission wurden dem FKM folgende Restriktionen auferlegt und mit einer Wald-Statistik auf Signifikanz kontrolliert: $\alpha = \delta = 1$ und $\sum \lambda_i = \sum \rho_i = 0$.

Die langfristigen horizontalen Preistransmissionskoeffizienten liegen mit Werten zwischen 0,882 und 1,021 ausnahmslos sehr dicht an dem Wert Eins, welcher für perfekte langfristige Preistransmission steht. Aufgrund der Nichtstationarität der Preisreihen kann aber keiner der üblichen Tests zur Überprüfung der Nullhypothese $H_0 : \beta = 1$, also perfekter langfristiger Preistransmission, herangezogen werden.

Da alle Preisreihen integriert vom Grade Eins sind, reicht einmaliges Differenzieren der Daten zur Sicherstellung der benötigten Stationarität für das FKM. Bei der Bestimmung der Anzahl an Zeitverzögerungen wurde in gleicher Weise vorgegangen wie bei der Spezifizierung der dynamischen kointegrierenden Regression. Meistens ergibt sich für beide Schritte die identische Zahl an Zeitverzögerungen⁵, was für die Güte der Spezifizierung spricht. Im Gegensatz zur dynamischen kointegrierenden Regression sind Konstante und/oder Trend im

⁴ Dieser wird der Einfachheit halber oft als z_{t-1} geschrieben.

⁵ Da in das FKM die einmal differenzierten Zeitreihen eingehen, bedeuten hier zwei Zeitverzögerungen, daß insgesamt drei Zeitverzögerungen berücksichtigt sind.

FKM jedoch nie signifikant. Die Fehlerkorrekturterme bewegen sich zwischen den Werten -0,133 und -0,691. Sie sind bei allen Kombinationen auf dem 99,9%-Niveau signifikant. Interessant ist es, die Ergebnisse hinsichtlich der Unterschiede zwischen den hessischen und den nicht-hessischen Schlachthöfen zu betrachten. Während die Geschwindigkeit, mit der sich das System seinem Gleichgewicht nähert, zwischen den hessischen Betrieben nur in vier Fällen den Wert 0,3 überschreitet, weisen die nicht-hessischen Schlachthöfe in den großen Erzeugerregionen eine wesentlich schnellere Anpassungsreaktion untereinander aus; der Durchschnitt liegt bei 0,415. Beim Einfluß der hessischen Preise auf die nicht-hessischen und umgekehrt, lassen sich die hessischen Betriebe klar in zwei Gruppen trennen. Während die kurzfristige Anpassungsreaktion von den Schlachthöfen in Gießen, Bad Hersfeld und Kassel auf Preisänderungen von Schlachthöfen im Raum Hannover, Weser-Ems, Nordrhein-Westfalen Nord und Nordrhein-Westfalen Süd und umgekehrt in drei Viertel der Fälle den Wert 0,5 überschreitet, liegt die Geschwindigkeit bei den Schlachthöfen in Dillenburg, Marburg und Fulda lediglich zwischen 0,133 und 0,282.

Grundsätzlich ist ein monokausaler, aber auch ein bikausaler Zusammenhang möglich, wobei ein bikausaler Zusammenhang auf vollkommenen Wettbewerb hindeutet. Mit beiden Tests zur Analyse der kausalen Zusammenhänge kommt eindeutig das gleiche Ergebnis heraus: Für alle Preispaare besteht auf dem 99%-Niveau ein bivariater Preiszusammenhang. Der Test auf kurzfristige perfekte Preistransmission wird allerdings in allen Fällen hoch signifikant verworfen.

Da die Datenreihen der kointegrierenden Regression nicht stationär sind, muß ein spezielles Verfahren angewandt werden, um auf langfristig perfekte Preistransmission testen zu können. Der hierfür genutzte Drei-Stufen-Schätzer wird auf Basis einer dem FKM nachgeschalteten zusätzlichen Regression gewonnen. Dieser liefert einen Korrekturwert für den Schätzer des kointegrierenden Vektors der statischen kointegrierenden Regression. Durch die Korrektur wird die Nicht-Normalität des kointegrierenden Vektors berichtigt, so daß dieser asymptotisch äquivalent zu einer *Full-Information-Maximum-Likelihood*-Schätzung ist. Der Vorteil dieses Schätzverfahrens ist, daß der korrigierte Schätzer der langfristigen Preistransmission $\tilde{\beta}$ mit einem Standard-t-Test auf die Nullhypothese $\beta = 1$ getestet werden kann (CUTHBERTSON/HALL/TAYLOR, 1992, S. 140f). Die Hypothese langfristiger perfekter Preistransmission kann in insgesamt 17 von 81 Fällen auf dem 99%-Niveau nicht verworfen werden⁶. Die Korrektur des langfristigen Preistransmissionskoeffizienten durch den Drei-Stufen-Schätzer fällt dabei immer nur minimal aus. Der engste Zusammenhang existiert zwischen den Schlachthöfen in Gießen und Marburg, bei denen in beide Richtungen eine perfekte Preistransmission ausgewiesen wird. Gießen hat zudem eine zentrale Bedeutung für die Preisbildung der anderen mittelhessischen Schlachthöfe. Von den nicht-hessischen Gebieten kann langfristig perfekte Preistransmission von Nordrhein-Westfalen Süd auf Gießen und Fulda nicht abgelehnt werden. Das gleiche gilt für Gießen und Marburg als exogene Variable für Nordrhein-Westfalen Süd. Letzteres erscheint etwas ungewöhnlich, läßt sich aber wahrscheinlich durch die geographische Nähe und sehr ähnliche Angebots- und Nachfragestrukturen erklären. Bad Hersfeld wie auch Kassel orientieren sich an den nördlichen Erzeugergebieten.

4 Schlußfolgerungen

Zusammenfassend können aus den Ergebnissen folgende Schlüsse gezogen werden:

- Das Preisniveau und die Bewegung der Preise weichen in allen Fällen kaum voneinander ab. Preisunterschiede zwischen hessischen und außerhessischen Betrieben können auf Transportkosten zu den Schlachtstätten zurückgeführt werden.

⁶ Zweiseitiger t-Test, 1%-Signifikanzniveau bei 200 Beobachtungen: $t = 2,60$.

- Für alle Preiskombinationen kann zweifellos ein bivariater Preiszusammenhang belegt werden. Die hessischen Betriebe scheinen gut in den überregionalen Markt integriert zu sein und eine Benachteiligung gegenüber anderen Regionen kann insofern nicht abgeleitet werden. Marktmacht auf höheren Stufen des Vermarktungskanals und damit eine generelle Benachteiligung der Erzeugerstufe kann jedoch nicht ausgeschlossen werden.
- Der Preis am Schlachthof in Gießen hat eine zentrale Bedeutung für die Preisbildung der anderen mittelhessischen Schlachtstätten. Die nordhessischen Betriebe in Bad Hersfeld und Kassel orientieren sich langfristig an den nördlichen großen Erzeugerregionen.
- Bei Betrachtung der kurzfristigen Anpassungsreaktionen wird deutlich, daß die außerhessischen Betriebe anscheinend in der Lage sind, schneller auf Preissignale anzusprechen. Sie reagieren damit im Vergleich effizienter. Auch bei den hessischen Schlachtstätten reagieren die größeren Betriebe in Bad Hersfeld und Kassel aber auch Gießen schneller als die anderen. Sowohl die Kapazität der Schlachtstätten als auch die Lage scheinen hierbei eine wichtige Rolle zu spielen.

5 Literatur

afz (allgemeine Fleischerzeitung): Markt- und Preistendenzen, Nr. 1/1992 – 52/97.

BANERJEE, A., J. DOLADO, J. GALBRAITH and D.F. HENDRY (1993): Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford: Oxford University Press.

CUTHBERTSON, K., S. HALL und M. TAYLOR (1992): Applied Econometric Techniques. Michigan: The University of Michigan Press.

FACKLER, P.L. und B.K. GOODWIN (1999): Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B.L. und G.C. RAUSSER (eds.), Handbook of Agricultural Economics. Forthcoming.

HERRMANN, R., J. HARSCHKE und K. PFAFF (1999): Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen ? "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Sonderheft, Jg. 40, Heft 5, im Druck.

HLRL (Hessisches Landesamt für Regionalentwicklung und Landwirtschaft in Wetzlar): Wöchentliche Preise einzelner hessischer Schlachthöfe für Schweinefleisch der Handelsklasse E.

PFAFF, K. (1999): Arbeits- und Ergebnisbericht 1997 – 1999 des Sonderforschungsbereichs 299 ‚Landnutzungskonzepte für periphere Regionen‘, Teilprojekt D1.

PFAFF, K. (1998): Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. Agrarökonomischer Diskussionsbeitrag Nr. 48, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen, Gießen.

PFAFF, K. und M.C. KRAMB (1998): Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Mittelhessen? Agrarökonomischer Diskussionsbeitrag Nr. 49, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen, Gießen.