

Der europäische Schlachtschweinemarkt nach der EU-Osterweiterung – eine horizontale Preistransmissionsanalyse

C. Holst¹

Abstract – Die Europäische Union wurde 2004 um zehn mittel- und osteuropäische Länder erweitert. Der Gemeinsame Binnenmarkt ermöglicht u. a. den freien Handel zwischen den Mitgliedsländern. Deshalb stellen sich in vielen mittel- und osteuropäischen Ländern kurz nach deren EU-Beitritt deutlich niedrigere Schlachtschweinepreise ein. Viele vor allem kleinere Schweinehalter gaben daraufhin dort die Produktion auf. Durch den zum Teil starken Rückgang der Schweinefleischproduktion in diesen Beitrittsstaaten stieg die Nachfrage nach lebenden Schlachtschweinen und Schweinefleisch aus den alten Mitgliedsländern spürbar an. Die Marktintegration für Schlachtschweine wird in diesem Beitrag unter Verwendung von horizontalen Preistransmissionsmodellen analysiert, wobei wöchentliche Erzeugerpreise für Schlachtschweine in den 10 betrachteten EU-Ländern zwischen Juli 2004 und Juni 2011 sowie bilaterale Schweinehandlungsmengen berücksichtigt werden. Die Auswertung der paarweise ermittelten Preisanpassungskoeffizienten ergibt zum einen, dass die Preisanpassung zwischen zwei Ländern umso schneller erfolgt, je mehr Schlachtschweine zwischen diesen Ländern gehandelt werden. Zum anderen erfolgt die Preisanpassung in den mittel- und osteuropäischen Mitgliedsländern statistisch signifikant schneller, sodass die Erzeugerpreise in den Beitrittsländern tendenziell den Preisentwicklungen in alten EU-Mitgliedsstaaten folgen.

EINFÜHRUNG, LITERATURÜBERBLICK, FORSCHUNGSZIEL

Schweinefleisch ist in vielen europäischen Staaten die meist produzierte und konsumierte Fleischart. Nach dem EU-Beitritt von 10 mittel- und osteuropäischen Ländern im Jahr 2004 wurde in verschiedenen Beitrittsländern die Schweinefleischproduktion deutlich reduziert, in Tschechien sank die Produktionsmenge um 40% innerhalb weniger Jahre, in der Slowakei sogar um 60% (Eurostat, 2011). Importe von lebenden Schlachtschweinen, aber auch von Schweinefleisch stiegen deshalb in diesen Ländern. Von dieser Tendenz konnten vor allem Deutschland (Produktionssteigerung: knapp 30%), die Niederlande und Dänemark profitieren. Deshalb wird in diesem Beitrag die Integration des Schweinemarktes nach der EU-Osterweiterung mit horizontalen Preistransmissionsmodellen untersucht. Die Analyse verspricht Informationen über die Funktionsweise des europäischen Schlachtschweinemarktes.

Horizontale Preistransmissionsanalysen sind bereits für verschiedene Märkte im Lebensmittelbereich durchgeführt worden, meist aber mit US-amerikanischen oder internationalen Datensätzen. Im vergangenen Jahrzehnt beschäftigten sich drei Studien mit horizontaler Preistransmission im europäischen Schlachtschweinemarkt. Allerdings betrachteten die Autoren in der Regel nur einzelne Preistransmissionsbeziehungen zwischen ausgewählten Ländern. Meyer (2004) untersuchte die Beziehung zwischen den niederländischen und deutschen Schweinepreisen mit Threshold-Fehler-Korrektur-Modellen, während sich Liu (2011) auf die Wechselwirkungen zwischen den Preisbeobachtungen in Finnland, Dänemark und Deutschland konzentrierte. Serra, Gil und Goodwin (2006) analysierten mit nicht-parametrischen Methoden die Abhängigkeit der dänischen, französischen und spanischen Erzeugerpreise vom deutschen Schlachtschweinepreis.

Die vorliegende Studie widmet sich der Untersuchung der Preistransmission zwischen alten und neuen EU-Mitgliedsländern und unterscheidet sich in zwei Punkten von den zuvor genannten Studien: Erstens, es werden nicht nur einzelne, sondern insgesamt 10 Länder für die Schätzung von paarweisen Preistransmissionsbeziehungen herangezogen, darunter sechs langjährige EU-Mitgliedsländer (Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, die Niederlande und Spanien) sowie vier Beitrittsländer (Polen, Slowakei, Tschechien und Ungarn). Zweitens, die empirische Analyse basiert nicht nur auf der Analyse von Preisdaten, sondern verknüpft die Ergebnisse der geschätzten Preistransmissionsmodelle auch mit den tatsächlich zwischen diesen Ländern gehandelten Schlachtschweinemengen, um daraus Rückschlüsse auf den Einfluss der Handelsmenge auf die Geschwindigkeit der Preistransmission zu erhalten.

METHODE

Der erste Analyseteil umfasst lediglich die Auswertung von Zeitreihen der Schlachtschweinerzeugerpreise. Dazu werden alle möglichen bilateralen Preistransmissionsbeziehungen zwischen den 10 ausgewählten europäischen Ländern geschätzt, die zusammen rund 80% der Schlachtschweine in der EU erzeugen.

Mit dem auf der Kointegrationsannahme beruhenden zweistufigen Verfahren nach Engle und Granger (1987) wird in der ersten Stufe eine lang-

¹ C. Holst ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Georg-August-Universität Göttingen, Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Göttingen, Deutschland (cholst@gwdg.de).

fristige Regression zwischen den Erzeugerpreisen in den betrachteten Ländern A und B geschätzt.

$$(1) p_{t,A} = \beta_0 + \beta_1 p_{t,B} + e_t$$

Weil sich die beiden Preise $p_{t,A}$ und $p_{t,B}$ nur maximal um den Betrag der Transaktionskosten unterscheiden können, sind in der Preisbeziehung langfristig parallele Bewegungen zu erwarten. Deshalb wird die Restriktion $\beta_1=1$ eingeführt und die geschätzten Residuen des Modells (1) werden als Fehler-Korrektur-Term FKT_t für die zweite Stufe des Engle-Granger-Verfahrens verwendet.

$$(2a) \Delta p_{t,A} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta p_{t,B} + \gamma_2 \Delta p_{t-1,B} + \gamma_3 \Delta p_{t-1,A} - \alpha_A FKT_{t-1} + v_{1,t}$$

$$(2b) \Delta p_{t,B} = \delta_0 + \delta_1 \Delta p_{t,A} + \delta_2 \Delta p_{t-1,A} + \delta_3 \Delta p_{t-1,B} + \alpha_B FKT_{t-1} + v_{2,t}$$

Die Modelle (2a) und (2b) ermöglichen die Schätzung der sog. kurzfristigen Anpassungsgeschwindigkeiten. Ähnliche Ergebnisse für die Koeffizienten α_A und α_B deuten auf eine gleichmäßige Anpassung der Preise in beiden Ländern hin, wenn Abweichungen von der langfristigen Preisbeziehung korrigiert werden. Große Unterschiede zwischen α_A und α_B wiederum lassen sich dadurch erklären, dass der Preis des Landes mit der hohen Anpassungsgeschwindigkeit dem Preis des anderen Landes folgt. Ist die Summe von α_A und α_B relativ groß, so weisen beide Länder meist eine starke Marktintegration auf, ist die Summe hingegen klein, so sind die Märkte der beiden Länder eher unabhängig voneinander.

Im zweiten Analyseteil werden die so geschätzten 90 Anpassungsgeschwindigkeiten der 45 bilateralen Preisbeziehungen miteinander verglichen. Hierzu wird ein lineares Regressionsmodell mit White's heteroskedasticity-consistent standard errors (White, 1980) geschätzt, das die logarithmierte bilaterale Handelsmenge an lebenden Schlachtschweinen, eine Dummyvariable für Länderpaare mit gemeinsamer Grenze sowie Dummyvariablen für den Handel innerhalb der alten Mitgliedsländer (West-West), innerhalb der Beitrittsländer (Ost-Ost) oder für den Handel eines alten Mitgliedslandes mit einem Beitrittsland (West-Ost) bzw. für den Handel in die entgegengesetzte Richtung (Ost-West) berücksichtigt. Die Berechnungen werden für zwei Zeiträume (Juli 2004 – Dezember 2007, Januar 2008 – Juni 2011) durchgeführt, um mögliche dynamische Effekte hierbei bestimmen zu können. Alle relevanten Preis- und Handelsmengendaten basieren auf Statistiken der Europäischen Union.

ERGEBNISSE

Die geschätzten Preisanpassungskoeffizienten α_A und α_B deuten auf eine vergleichsweise starke Marktintegration zwischen einigen Gründungsmitgliedern der Europäischen Union hin (Belgien, Deutschland, Frankreich und die Niederlande). Teilweise werden Abweichungen von der langfristigen Preisbeziehung innerhalb einer Woche um zwei Drittel reduziert. Auch die untersuchten Beitrittsländer weisen relativ hohe Anpassungskoeffizienten für die Preisbeziehungen untereinander auf, die in der Summe meist zwischen 0,25 und 0,50 liegen. Die Marktintegration zwischen alten und neuen Mitgliedsländern scheint im zweiten Zeitabschnitt (2008-2011) insbesondere für die Preisbeziehungen zwischen Polen bzw. Un-

garn mit Belgien, Deutschland bzw. den Niederlanden zu wachsen. Der anschließende Vergleich der geschätzten Anpassungskoeffizienten ergibt die in Tabelle 1 aufgeführten Resultate.

Tabelle 1. Einflussfaktoren auf die Anpassungsgeschwindigkeit in den geschätzten Preistransmissionsmodellen.

| Abhängige Variable: α_A bzw. α_B | 2004-2007 | | 2008-2011 | |
|---------------------------------------------------|-----------|--------|-----------|--------|
| | Koeff. | p-Wert | Koeff. | p-Wert |
| In_Handelsmenge | 0,0091 | 0,001 | 0,0091 | 0,001 |
| Grenznachbarn | 0,0382 | 0,018 | 0,0290 | 0,136 |
| West – West | 0,1061 | <0,001 | 0,0577 | <0,001 |
| Ost – Ost | 0,0567 | 0,003 | 0,1306 | <0,001 |
| West – Ost | 0,0072 | 0,454 | 0,0114 | 0,1948 |
| Ost – West | 0,0863 | <0,001 | 0,0790 | <0,001 |

Somit besitzt die bilateral gehandelte Schlachtschweinemenge eindeutig einen positiven Effekt auf die Preistransmissionsgeschwindigkeit, während Länderpaare mit gemeinsamer Grenze nur im ersten Zeitraum eine statistisch nachweisbar höhere Anpassungsgeschwindigkeit haben. Für beide Zeiträume ergeben sich jeweils deutlich höhere Koeffizienten für die Variable Ost-West im Vergleich zur Variablen West-Ost. Somit kann nachgewiesen werden, dass die Preisanpassung bei paarweiser Betrachtung von alten und neuen EU-Ländern deutlich schneller in den mittel- und osteuropäischen Staaten erfolgt.

FAZIT

Seit 2004 ist eine zunehmende Integration des Schlachtschweinemarktes zwischen der EU-15 und den Beitrittsländern festzustellen. Höhere Handelsmengen führen zu steigenden Preisanpassungsgeschwindigkeiten, wobei insbesondere die Erzeugerpreise in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern den Schlachtschweinepreisen in den alten Mitgliedsländern folgen. Durch die Anpassung an das Preisniveau der EU-15 setzte in vielen Beitrittsländern ein Strukturwandel ein, der neue Exportmöglichkeiten für Deutschland, aber auch für die Niederlande und Dänemark eröffnete.

LITERATUR

- Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1987). Cointegration und Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55(2):251-276.
- Eurostat (2011). Pork prices, production and trade in the European Union.
- Liu, X. (2011). Horizontal price transmission of the Finnish meat sector with major EU players. Discussion Papers 1/2011, MTT Econ. Research, Finland.
- Meyer, J. (2004). Measuring market integration in the presence of transaction costs - A threshold vector error correction approach. *Agricultural Economics* 31(2-3):327-334.
- Serra, T., Gil, J.M. und Goodwin, B.K. (2006). Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in EU pork markets. *European Review of Agricultural Economics* 33(3):415-436.
- White, H. (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4):817-838.