AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

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

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

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.

Loy, J.-P.; Brunner, S.; von Cramon-Taubadel, S.; Glauben, T.: Die Beurteilung der Preiseffizienz auf polnischen Agrarmärkten. In: Kirschke, D.; Odening, M.; Schade, G.: Agrarstrukturentwicklungen und Agrarpolitik. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 32, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1996), S.245-256.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 32, 1996, S. 245- 256

DIE BEURTEILUNG DER PREISEFFIZIENZ AUF POLNISCHEN AGRARMÄRKTEN

von

J.-P. LOY, S. BRUNNER, S. von CRAMON-TAUBADEL und T. GLAUBEN*

1 Einleitung

Vor fast genau sechs Jahren hat die politische Führung in Polen den ökonomischen Richtungswechsel von einer Planwirtschaft zu einem marktwirtschaftlichen System vorgenommen. Polen führte damit den Transformationsprozeß in den mittel- und osteuropäischen Staaten an. Die wichtigsten Reformelemente (u.a. Preisfreigabe und Liberalisierung des Außenhandels) wurden in einem sehr kurzen Zeitraum durchgesetzt, so daß die Wirkungen der Reformen heute über einen Zeitraum von fünf Jahren analysiert werden können. Insbesondere aufgrund der geringen Kenntnis über die Folgen eines solchen Systemwechsels und der erheblichen weltwirtschaftlichen Bedeutung des Erfolgs der Transformation sind seither Wissenschaft und Politik in starkem Maße an der Erkenntnisgewinnung in diesem Bereich interessiert. Die Funktionsfähigkeit von Märkten, die als dezentrales Koordinationsinstrument die planwirtschaftliche Lenkungsfunktion im Zuge der Systemtransformation übernommen haben, bildet in diesem Zusammenhang ein zentrales Thema. Die Funktionsfähigkeit oder ökonomische Effizienz eines Marktes umfaßt u.a. die effiziente Kommunikation zwischen Märkten in Zeit und Raum. In dem folgenden Beitrag soll deshalb die Hypothese, inwieweit die neu entstandenen Agrarmärkte in Polen als räumlich preiseffizient angesehen werden können, am Beispiel der regionalen Weizenerzeugermärkte geprüft werden. Zur Lösung der Problemstellung werden die regionalen Preisintegrationsbeziehungen analysiert. Für die Beantwortung der Fragestellung wird zunächst der Begriff Preiseffizienz näher definiert. Außerden werden die Möglichkeiten der empirischen Beurteilung und die Methodik zur Bestimmung von Marktintegration dargestellt. Die Präsentation der empirischen Preisreihen, die Transformation der Zeitreihen und einiger Marktgegebenheiten erfolgt im vierten Abschnitt. Die Darstellung der empirischen Ergebnisse für die regionalen Weizenmärkte in Polen schließt sich an. Im letzten Abschnitt werden die Resultate in bezug auf räumliche Preiseffizienz auf dem Weizenmarkt diskutiert.

2 Regionale Preiseffizienz und räumliche Marktintegration

Bei der Definition von regionaler Preiseffizienz wird zunächst von den folgenden Begriffsbestimmungen für Markteffizienz ausgegangen[1]:

- Ein effizienter Markt „adjusts rapidly to new information" (FAMA et al. 1969).
- Ein effizienter Markt ist definiert „as one in which information is reflected in the form of prices with a mininum of lags and distortions" (Sporleder und Chavas 1979, zit. in BRORSEN und GRANT 1985).

* Dr. J.-P. Loy, Dipl. Ing. agr. S. Brunner, Dr. S. v. Cramon-Taubadel und Dipl. Ing. agr. T. Glauben, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Institut für Agrarökonomie, Olshausenstr. 40, 24118 Kiel

[1] Die Begriffe Preis- und Markteffizienz werden i.d.R. wie auch hier als Synonyme verwendet.

Märkte werden demzufolge als räumlich preiseffizient beurteilt, sofern auf Informationen von anderen, entfernten Märkten schnell bzw. aus gesamtwirtschaftlicher Sicht mit minimaler Verzögerung reagiert wird. Informationen sind z.B. Nachrichten über Veränderungen des Angebots, der Nachfrage oder der Transaktionskosten. Informationen verursachen zunächst Preisänderungen auf den direkt betroffenen Märkten. Auf räumlich preiseffizienten Märkten werden diese Preisänderungen schnell bzw. mit minimaler Verzögerung auf andere regionale Märkte übertragen. Eine Preiswirkung auf anderen Märkten tritt aber nur dann ein, wenn infolge der Informationsumsetzung eine Änderung der räumlichen Transaktionen erfolgt oder erwartet wird[2]. Das heißt, nicht jede effiziente Umsetzung einer Information hat Preiseffekte auf anderen Märkten zur Folge. Bei der Analyse von räumlichen Preisbeziehungen treten somit zwei Fragen in den Vordergrund: In welchem Umfang sollten sich Preisänderungen überhaupt auf anderen Märkten niederschlagen, und welche Geschwindigkeit und Struktur der regionalen Preisübertragungen kennzeichnen räumlich effiziente Märkte?

Für polypolistische Märkte, die eine permanente unidirektionale Handelsbeziehung aufweisen, läßt sich bei konstanten Grenztransaktionskosten zeigen, daß Preiseffizienz ein langfristiges Preisgleichgewicht und eine zumindest im Zeitablauf vollständige Übertragung von Preisschocks zwischen den Märkten voraussetzt (FACKLER 1994)[3]. Über die Gestalt des Anpassungsprozesses kann aber selbst unter diesen restriktiven Prämissen keine Aussage gemacht werden. Ein weiteres Problem ergibt sich, wenn man nicht von einer polypolistischen Marktstruktur ausgehen kann. In diesen Fällen, in denen also einige Akteure einen Einfluß auf die Marktpreise haben, führen Informationen in der Regel zu anderen Marktergebnissen. Die regionale Preissetzung wird zwar infolge der potentiellen Abschöpfung von Arbitragegewinnen u.a. durch den Transportsektor zumeist preiseffizient sein, also die Realisierung von Arbitragegewinnen ausschließen. Die Transaktionen sind jedoch nicht unbedingt gesamtwirtschaftlich effizient. Insbesondere bei Preisabsprachen kommt es im Vergleich zu einer auf Wettbewerb beruhenden Preisbildung i.d.R. zu Wohlstandsverlusten. Demnach ist die Ursache der Marktintegration[4] für die Beurteilung der Preiseffizienz von Bedeutung (V. CRAMON-TAUBADEL, LOY und MUSFELDT 1994). Für den Fall von Preiskollusionen ist davon auszugehen, daß neben der Existenz eines linearen Preisgleichgewichts Preisänderungen kontemporär, gleichgerichtet und in gleichem Maße auf den regionalen Märkten zu beobachten sind. Für eine auf Konkurrenz basierende Preisbildung hingegen kann unterstellt werden, daß die Reaktionen auf Preisänderungen zeitliche Verzögerungen aufweisen, die nur mittel- bis langfristig zu einer vollständigen Anpassung an ein bestimmtes Gleichgewicht führen. Demzufolge wird bei der Bestimmung der räumlichen Preisintegration anhand von Tests versucht, eine Identifikation von Preiskollusionen vorzunehmen, sofern eine dazu notwendige Marktstruktur vorliegt.

3 Messung von Marktintegration

Für die Bestimmung der geeigneten Methodik zur Schätzung von Marktintegration gibt es eine Reihe von Beiträgen, so daß hier nur kurz auf die verwendeten Ansätze eingegangen wird (u.a. BESSLER und FULLER 1993; PALSAKAS und HARRIS-WHITE 1993; ALEXANDER und WYETH 1994; KARBUZ und JUMAH 1995; LOY 1995). Die Schätzung von Preisbeziehungen ist heute

---

[2] Dies gilt allerdings nur bei polypolistischer Marktstruktur.

[3] Ein solches Preisgleichgewicht läßt sich nur dann nachweisen, sofern im Beobachtungszeitraum tatsächlich Niveauänderungen in den Marktpreisen zu beobachten sind. Die Voraussetzung ist z.B. erfüllt, wenn die Preise integriert vom Grade eins sind. In diesem Fall müssen die regionalen Marktpreise eine Cointegrationsbeziehung aufweisen. Dabei ist außerdem zu fordern, daß die Grenztransaktionskosten über die Zeit zumindest stationär sind (FACKLER 1994).

[4] Analog zur Definition der Preiseffizienz werden hier die Begriffe Preisintegration und Marktintegration als Synonyme verwendet. Preisintegration liegt dabei immer dann vor, wenn „prices of differentiated products do not behave independently" (MONKE und PETZEL 1984). Im räumlichen Sinne sind Märkte somit genau dann integriert, wenn die Marktpreise eine statistisch signifikante Beziehung aufweisen.

wesentlich durch die Entwicklung der Cointegrationstheorie, die auf ENGLE und GRANGER (1987) zurückgeht, geprägt. Ökonomische Zeitreihen, darunter insbesondere Preisdaten, verhalten sich häufig wie integrierte Prozesse der Ordnung eins (CUDDINGTON und URZUA 1988; GOODWIN und SCHROEDER 1991; WYETH 1992; LUTZ, VAN TILBURG und VAN DER KAMP 1995). ENGLE und GRANGER haben gezeigt, wie unter Berücksichtigung dieser Zeitreiheneigenschaften Scheinkorrelationen und eine durch die ansonsten notwendige Stationarisierung der Prozesse auftretende Verzerrung von Schätzergebnissen vermieden werden können. Im Rahmen der Cointegrationsanalyse wird zunächst der den Beobachtungen zugrundeliegende Datengenerierende Prozeß (DGP) analysiert. Dabei wird bestimmt, ob es sich bei den DGPen um stationäre oder sogenannte integrierte Prozesse handelt[5]. Für diese Analyse wird hier der Augmented-Dickey-Fuller- (ADF-) Test verwendet. Sofern die Preisreihen vom gleichen Grade integriert sind und die Residuen der 'besten' linearen Langfristbeziehung einen zumindest geringeren Integrationsgrad aufweisen, existiert ein langfristiges Preisgleichgewicht, und Abweichungen werden systematisch in Richtung des Gleichgewichts abgebaut. Dieser Anpassungsprozeß, der die Reaktion auf Preisänderungen zwischen den Märkten widerspiegelt, kann dann mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells (FKM) bestimmt werden[6]. Für die Analyse der Cointegrationsbeziehung wird die JOHANSEN-Prozedur eingesetzt (JOHANSEN 1988), da diese in kleinen Stichproben (weniger als 100 Beobachtungen) die Effizienz der Schätzung gegenüber anderen Ansätzen wie z.B. dem ENGLE-GRANGER-Two-Step-Verfahren verbessert (GONZALO 1989).

Wenn die Hypothese der Cointegration nicht zurückgewiesen werden kann, wird im letzten Schritt das FKM mit OLS geschätzt. Außerdem werden einige Restriktionen in bezug auf die Ausgestaltung des regionalen Preisanpassungsprozesses im Rahmen der FKM-Schätzung getestet. Den Ausgangspunkt der Betrachtungen zur Herleitung und Erörterung der FKM-Darstellung bildet im bivariaten Fall ein ADL-Modell (autoregressive distributed lag model), das an dieser Stelle der Einfachheit halber die Ordnung 2,2 aufweisen soll:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \tag{1}$$

Für das ADL(2,2) gelten folgende Umformungen (u.a. HANSEN 1993):

$$E[y_t] = \alpha_0 + \alpha_1 E[y_{t-1}] + \alpha_2 E[y_{t-2}] + \beta_0 E[x_t] + \beta_1 E[x_{t-1}] + \beta_2 E[x_{t-2}] \tag{2}$$

$$E[y_t] = \frac{\alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2) E[x_t]}{(1 - \alpha_1 - \alpha_2)} \equiv \alpha + \beta E[x_t] \tag{3}$$

Das ADL kann in Form eines freien (4) oder restringierten FKM (RFKM) (5) reparametrisiert und geschätzt werden:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = {} & \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2) x_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t \\ & - \alpha_2 \Delta y_{t-1} - \beta_2 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{4}$$

$$\Delta y_t = (\alpha_1 + \alpha_2 - 1)(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t - \alpha_2 \Delta y_{t-1} - \beta_2 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

Gleichung (4) wird als freies Modell bezeichnet, da die Langfristbeziehung implizit geschätzt wird, während in (5) die Residuen dieser Beziehung z.B. durch die Schätzung nach der

---

5 Insbesondere bei kleinen Stichproben (weniger als 100 Beobachtungen) ist die Analyse des DGPs mit verschiedenen Problemen behaftet, die in vielen Fällen kaum eine eindeutige Schlußfolgerung zulassen (V. CRAMON-TAUBADEL, LOY und MUSFELDT 1994 und die dort zitierte Literatur).

6 ENGLE und GRANGER haben 1987 die Existenz eines FKMs für cointegrierte Prozesse bewiesen.

ENGLE-GRANGER-Two-Step- oder der JOHANSEN-Prozedur vorgegeben werden. Bei der freien FKM-Schätzung kann die Langfristbeziehung gemäß (3) berechnet werden. Die Koeffizienten im FKM beschreiben zum einen kontemporäre bzw. verzögerte Preisanpassungen (β_0 bzw. β_2), zum anderen wird mit Koeffizienten vor der lagendogenen Variable ($\alpha_1+\alpha_2-1$) die Geschwindigkeit, mit der Abweichungen vom Preisanpassungsprozeß abgebaut werden, gemessen. Anhand des FKM lassen sich direkt oder indirekt verschiedene Hypothesen zur Ausgestaltung des Preisanpassungsprozesses testen, die sich z.T. aus der theoretischen Diskussion ableiten und z.T. aus statistischer Sicht notwendig sind.

Die eindeutige Identifikation und Interpretation von Preisanpassungsprozessen wird über die theoretischen und methodischen Probleme hinaus von der vorliegenden Datenfrequenz, dem Auftreten von sogenannten gemeinsamen Faktoren (Multikollinearität) und der fehlenden Exogenität beeinflußt. Sowohl ein hoher Anteil von gemeinsamen Faktoren als auch eine geringe Frequenz bei den Beobachtungen führen zu einer Verzerrung der Schätzung für die kurzfristige Preisreaktion in Richtung einer vollständigen, sofortigen Anpassung. Fehlende Exogenität, die in der Regel mit den obigen Problembereichen (Multikollinearität und geringe Datenfrequenz) einhergeht, hat zur Folge, daß die Schätzung nur noch als Hypothese in bezug auf den 'wahren' Preisbildungsprozeß aufzufassen ist (LOY 1995).

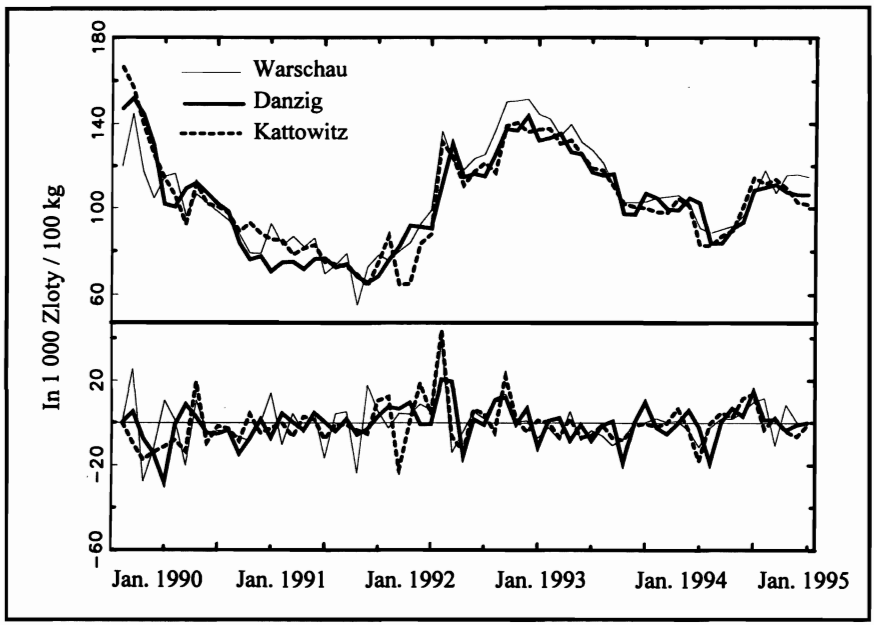
4 Daten und Marktbedingungen

Die Datengrundlage für die empirische Analyse bilden die Erzeugerpreise für Weizen in den neunundvierzig Woiwodschaften (Regierungsbezirken) Polens, die vom Zentralstatistischen Amt in Warschau (GLOWNY URZAD STATYSTYCZNY (GUS), versch. Jgg.) monatlich veröffentlicht werden. Die Preise sind Durchschnitte aus allen Lieferungen der Produzenten an Verarbeiter oder Aufkäufer von Weizen. Seit den Reformen 1989 handeln die ehemals staatlichen Verarbeitungsunternehmen, die im überwiegenden Maße den Ankauf von Getreide vornehmen, in eigener Verantwortung. Sie sind aber immer noch regional organisiert und wickeln zudem die Interventionskäufe für die Agrarmarktagentur (AMA) ab (OECD 1995). Die vom GUS erfaßte Transaktionsmenge auf dem Getreidemarkt beläuft sich auf ca. 18 % der Produktion. Bereits 1990 wurde die AMA mit dem Ziel der Stabilisierung der wichtigsten Agrarmärkte (u.a. Getreide- und Milchmarkt) gegründet. Die AMA führt Interventionskäufe durch, organisiert die Nahrungsmittelreserve, vergibt Kredite und Subventionen für die Lagerhaltung, importiert und exportiert Güter und erstellt Marktanalysen und -prognosen (ADAMOWICZ 1994). Bei Getreide z.B. machen die Interventionskäufe der AMA ungefähr 17 % der erfaßten Transaktionsmenge aus. Im Bereich des Außenhandels gab es seit August 1989 beim Export von Getreide nur zwei relevante Eingriffe von staatlicher Seite. 1990 wurde ein generelles Exportverbot für Getreide erlassen, um eine eventuelle Ausfuhr der laufenden Nahrungsmittelhilfen zu unterbinden, und von Oktober 1992 bis Juni 1993 beschränkte man aufgrund der geringen Ernte 1992 die Exporte durch die Einführung von Ausfuhrlizenzen. Getreideimporte, die 1990 zunächst frei von Abgaben waren, wurden ab 1991 mit einem Importzoll von 10 % belegt, der nachfolgend auf 20 % angehoben wurde. Während der Lizensierung von Exporten setzte man die Importregelungen zeitweise aus. Ab Juli 1993 führte man wieder einen 10%igen Importzoll ein, der noch um eine generelle Einfuhrsteuer und eine Mehrwertsteuerabgabe ergänzt wurde. In Zukunft werden die Außenhandelsregelungen sehr wahrscheinlich durch die GATT-Zusagen Polens geprägt sein, die ab 1995 eine Importquote von 280 000 Tonnen Weizen vorsehen. Auf diese Importquote kann ein Zollsatz von bis zu 20 bzw. 25 % je nach Weizenart (Hart- oder Weichweizen) angewendet werden. Importe über diese Quote hinaus können mit einem Zollsatz von 40 bzw. 100 % belegt werden. Die GATT-Vereinbarungen sind dabei als Obergrenzen anzusehen (AGRA EUROPE 1995). Insgesamt ist trotz der anfänglichen Bekenntnisse zu einem liberalen marktwirtschaftlichen System seitens der Regierung in Polen eine erhebliche staatliche Einflußnahme auf dem Getreidemarkt festzustellen, die sehr wahrscheinlich sowohl das Niveau als auch die Integration der regionalen Erzeugerpreise beeinflußt hat.

Außerdem herrschen im Bereich des Getreideaufkaufes noch die alten monopolistischen Strukturen vor, die u.U. mit Preisabsprachen die Ausgestaltung der Preisintegration bestimmen (OECD 1995).

Da die Entwicklung der nominalen Erzeugerpreise in Polen durch die relativ hohe Inflationsrate geprägt wird, werden die Preise für die empirische Analyse deflationiert, um den für alle Regionen gemeinsamen Faktor auszuschalten[7]. In Abbildung 1 sind die Realpreise und deren erste Differenzen für drei Regionen abgetragen[8]. Saisonale Muster, die häufig einen bedeutenden gemeinsamen Faktor bilden, sind für die Realpreise nicht nachweisbar.

Abbildung 1: Entwicklung der realen Weizenerzeugerpreise (oberer Teil der Abbildung) und deren erste Differenzen (unterer Teil der Abbildung) von Januar 1990 bis Mai 1995



Quelle: Eigene Berechnungen, Gauss, Version 3.1

Im zweiten Abschnitt wurde bereits darauf hingewiesen, daß insbesondere für Konkurrenzmärkte die regionale Transaktion von Gütern eine notwendige Bedingung für die Existenz von langfristigen Preisbeziehungen ist. Folglich ist für den polnischen Weizenmarkt zu klären, ob es zwischen den betrachteten Regionalmärkten überhaupt Transaktionen gibt oder geben sollte. Da keine Statistik zum regionalen Handel mit Weizen vorliegt, werden hier die Ergebnisse für ein einfaches Transportkostenmodell zur Einschätzung der räumlichen Transaktionsströme herangezogen[9]. Abbildung 2 stellt die transportkostenminimale Lösung für das Modell mit den Basisdaten des Wirtschaftsjahres 1992/93 dar. Nach den Modellrechnungen werden ca. 50 % der Weizenproduktion regional gehandelt.

---

[7] Für die Deflationierung wird der Preisindex für Nahrungsmittel (Januar 1991=100) verwendet.

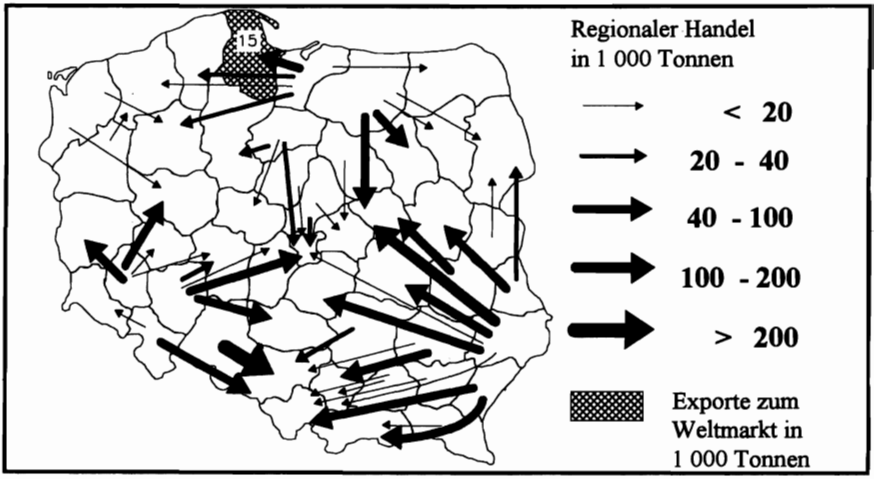
[8] Der Zeitraum von August 1989 bis Dezember 1989 wurde von der Betrachtung ausgeschlossen, da erst ab Januar 1990 alle Güterpreise freigegeben wurden.

[9] Für nähere Erläuterungen zum Modell und der generierten Datengrundlage vgl. LOY (1995).

5 Empirische Ergebnisse

Zunächst werden die Stationaritätseigenschaften der regionalen Preisreihen anhand des ADF-Testes überprüft. Für über 90 % der Zeitreihen zeigt sich, daß die H_0-Hypothese (Nicht-Stationarität) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht abgelehnt werden kann. Die ersten Differenzen hingegen sind als stationär anzusehen. Folglich kann die Hypothese, daß es sich bei den DGPen um integrierte Prozesse der Ordnung eins handelt, nicht zurückgewiesen werden. Alle Preisreihen weisen somit signifikante Niveauänderungen auf, deren genereller Verlauf dem eines Random Walks ohne Drift gleicht.

Abbildung 2: Modellierte Handelsströme für den polnischen Weizenmarkt (1992/93)



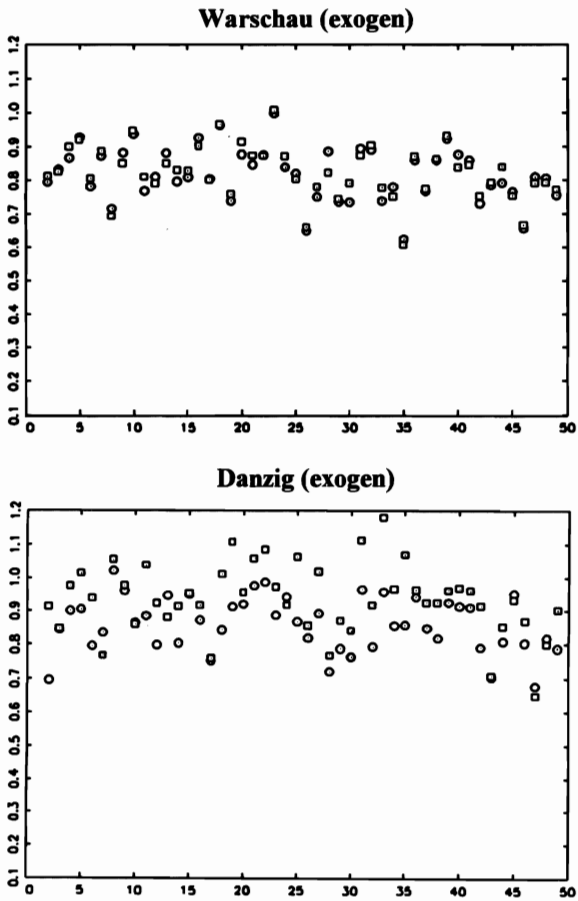
Quelle: LOY (1995)

Unter diesen Voraussetzungen kann nur dann eine signifikante Preisbeziehung vorliegen, wenn die jeweiligen Prozesse cointegriert sind. Zur Prüfung dieser Eigenschaft wird für alle bivariaten Kombinationen der regionalen Preisreihen einer der von JOHANSEN (1988) vorgeschlagenen Tests (Trace-Test) durchgeführt. Für 97 % aller Kombinationen wird die H_0-Hypothese (keine Cointegrationsbeziehung) abgelehnt. Folglich existiert fast immer ein langfristiges lineares Preisgleichgewicht zwischen den regionalen Weizenmärkten in Polen. Im zweiten Schritt wird die Existenz eines gegenüber der zweier cointegrierender Vektoren getestet. Dabei kann die Nullhypothese in allen Fällen nicht abgelehnt werden. Das heißt, die bivariaten Kombinationen der regionalen Preisreihen weisen fast immer genau eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung auf. Mit der Existenz einer Cointegrationsbeziehung ist nach ENGLE und GRANGER weiterhin nachgewiesen, daß die Abweichungen von dem langfristigen Preisgleichgewicht systematisch abgebaut werden. Demnach existieren für nahezu alle räumlichen Preisbeziehungen FKMe, deren Koeffizienten die Ausgestaltung der Preisanpassungsprozesse beschreiben. In den Abbildungen 3 und 4 sind die Resultate für die Schätzungen der regionalen Preisgleichgewichtsbeziehungen mit der JOHANSEN-Prozedur und dem freien FKM sowie die Koeffizienten für den Abbau von Abweichungen gegenüber dem Preisgleichgewicht und die sofortige Preisanpassung aus der FKM- und der RFKM-Schätzung dargestellt. Um die 'white noise'-Eigenschaft der Residuen zu gewährleisten, wird in allen Fällen die Lagordnung 2,2 im ADL-Modell unterstellt.

Die Ergebnispräsentation beschränkt sich dabei auf die Schätzungen, die entweder die Region Danzig oder die Region Warschau als exogenen Markt beinhalten (Abbildungen 4 und 5). Die Ergebnisse zeigen, daß der Steigungskoeffizient des langfristigen Preisgleichgewichts für beide

betrachteten exogenen Märkte überwiegend im Intervall von 0,8 bis 1 liegt. Die kontemporäre Anpassung auf Preisänderungen liegt für Warschau zwischen 20 und 60 % und für Danzig zwischen 40 und 80 %. Das heißt, im Mittel werden Preisänderungen auf dem Weizenmarkt in Warschau zu ca. 40 % und in Danzig zu ca. 60 % im gleichen Monat auf andere Märkte übertragen. Die aufgrund der unvollständigen Preisanpassung verbleibenden Abweichungen werden in den folgenden Perioden zu 35 bis 85 % abgebaut. Die Bestimmtheitsmaße der FKM-Schätzungen liegen im Mittel bei 0,5.

Abbildung 3: Langfristbeziehung ohne Konstante (β), JOHANSEN- und FKM-Schätzung für das ADL(2,2)-Modell



Anordnung der endogenen Region nach ihrer Entfernung zu Warschau bzw. Danzig

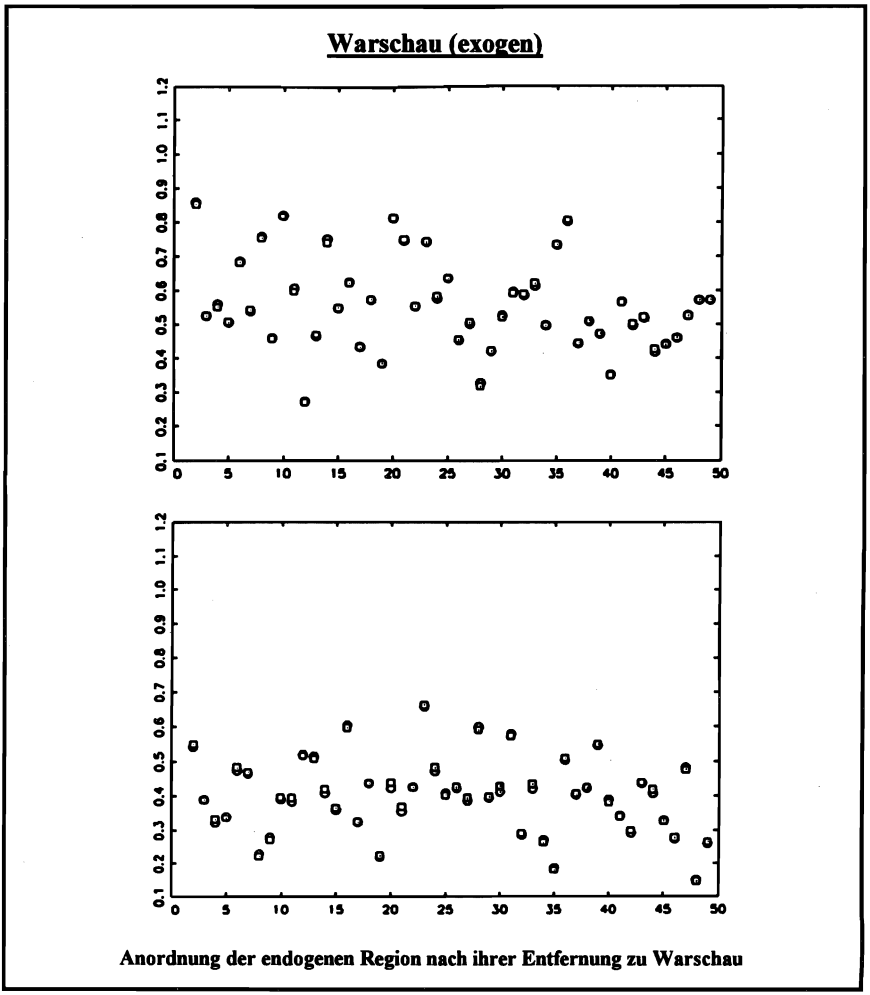
Legende: O FKM(2,2) □ Johansen mit Lagordnung 2,2

Quelle: Eigene Berechnungen, Gauss, Version 3.1

In einigen Fällen sind geringe Abweichungen der Koeffizienten für die verschiedenen Schätzverfahrens zu beobachten (Abbildungen 3 und 4). Auf diesen Aspekt wird hier nicht näher ein-

gegangen, weil bei der Interpretation der Koeffizienten nur eine Aussage in bezug auf die Größenordnung gemacht wird.

Abbildung 4: Abbau von Abweichungen $-(\alpha_1+\alpha_2-1)$ (oberer Teil der Abb.) und kontemporäre Anpasssung (β_0) (unterer Teil der Abb.), freie und restringierte FKM-Schätzung des ADL(2,2)



Legende: O FKM(2,2) □ RFKM(2,2)

Quelle: Eigene Berechnungen, Gauss, Version 3.1

Die Darstellung der Koeffizienten in den Abbildungen 4 und 5 berücksichtigt die Entfernung der jeweils endogenen Region zu Warschau bzw. Danzig[10] in Form der Anordnung der Regionen. Der sogenannte 'distance decay'-Effekt (FAMINOW und BENSON 1990) läßt sich aber nicht

[10] Auf die Darstellung der Schätzergebnisse für Danzig wurde z.T. verzichtet, da sie weitgehend mit denen für Warschau vergleichbar sind.

beobachten, da z.B. der Koeffizient für die kontemporäre Anpassung nicht signifikant mit der Entfernung abnimmt. Die Koeffizienten für verzögerte Preisanpassungen im ADL(2,2) sind i.d.R. nicht signifikant, sie dienen nur in einigen Fällen der Gewährleistung der 'white noise'-Annahme. Bei der Generierung der bisherigen Ergebnisse wurden Warschau und Danzig *ex ante* als exogene Märkte behandelt. Für diese Annahme gibt es aber, außer daß es sich bei Warschau um einen bedeutenden Defizitmarkt und bei Danzig um einen wichtigen Einfuhrhafen handelt, von denen jeweils relevante Preissignale ausgehen können, keine theoretischen Begründungen. Folglich muß diese Prämisse anhand von Tests auf schwache und strikte Exogenität überprüft werden. Die strikte Exogenität kann von vornherein ausgeschlossen werden, da außer der Reaktion auf Abweichungen vom Gleichgewicht i.d.R. nur kontemporäre Anpassungen zu beobachten sind, die in einem bivariaten Modellansatz mit hoher Wahrscheinlichkeit in beiden Richtungen signifikant sein werden. Die bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit im Rahmen der FKM-Schätzung durchgeführten Tests für alle Kombinationen der regionalen Märkte (2 352 Paarungen) zeigen, daß sowohl die strikte als auch die schwache Exogenität fast immer abgelehnt werden kann. Demnach lassen sich bei der Übertragung von Preisänderungen keine eindeutigen räumlichen Wirkungsrichtungen identifizieren.

Neben Hypothesen über die Exogenität der Variablen können bestimmte Restriktionen getestet werden. In diesem Zusammenhang sind u.a. folgende von Bedeutung: Erstens, werden die regionalen Preisdifferenzen im Zeitablauf bis auf eine Konstante angepaßt, zweitens, finden solche Preisreaktionen in vollem Umfang bereits kontemporär statt, und drittens, sind die Reaktionen ausschließlich kontemporär? Diese Restriktionen werden im allgemeinen mit den Begriffen der langfristigen (LMI), der kurzfristigen (KMI) und der strikten kurzfristigen (SMI) Marktintegration bezeichnet (RAVALLION 1986). Die Ergebnisse für die im Rahmen der OLS-Schätzung des FKMs durchgeführten F-Tests und die formale Darstellung der Restriktionen sind in Tabelle 1 enthalten.

Tabelle 1: Test auf die verschiedenen Formen der Marktintegration: Anteil der Schätzungen mit Nicht-Ablehnung von H_0 bei 5 % (1 %) Irrtumswahrscheinlichkeit in Prozent aller Schätzungen

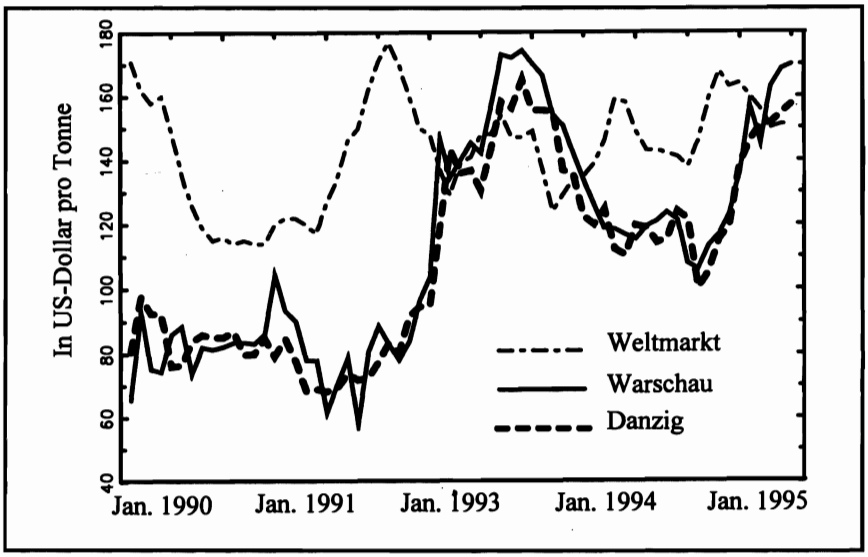
	Restriktion im ADL(2,2)	**Nicht-Ablehnung von H_0 in % (FKM(2,2))**
LMI	$\beta = \alpha_1 + \alpha_2 + \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 = 1$	65,4 (81,0)
KMI	$\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 + \beta_2 = 0 \wedge \beta_0 = 1$	9,4 (18,0)
SMI	$\forall_{i \in \{1,2\}} \alpha_i = \beta_i = 0 \wedge \beta_0 = 1$	0 (0)

Quelle: Eigene Berechnungen, Gauss, Version 3.1

In der Mehrzahl der Fälle läßt sich für die bivariate regionale Integration der polnischen Weizenmärkte die Hypothese der Existenz eines langfristigen Preisgleichgewichts mit einem Steigungskoeffizienten von eins nicht ablehnen. Preisänderungen werden dabei in signifikantem Umfang kontemporär übertragen, wobei diese Reaktionen im Betrachtungszeitraum weder vollständig noch ausschließlich sind. Das heißt, es verbleiben nach der kontemporären Reaktion noch signifikante Ungleichgewichte, die über die Zeit abgebaut werden. Vollständige kontemporäre Preisänderungen auf den regionalen Märkten, die auf Preisabsprachen hindeuten würden, sind demnach nicht nachweisbar. Die Geschwindigkeit für eine 90%ige Anpassung liegt dabei sowohl für Danzig als auch für Warschau als exogene Märkte im Durchschnitt bei ca. 2 Monaten. Eine Integration des polnischen Weizenmarktes mit dem Weltmarkt läßt sich dagegen nicht feststellen. Der Dollarreferenzpreis ist zwar wie die Dollarpreise für die polnischen regionalen Weizenmärkte integriert vom Grade 1, aber er weist zu diesen i.d.R. keine

Cointegrationsbeziehung auf. Folglich existiert weder ein langfristiges Gleichgewicht noch ein Anpassungsprozeß (Abbildung 5).

Abbildung 5: Weizenpreise in Danzig ,Warschau und auf dem Weltmarkt in US-Dollar pro Tonne



Quelle: Eigene Berechnungen, Gauss, Version 3.1

6 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Das Ziel des Beitrages besteht in der Darstellung der theoretischen und methodischen Grundlagen zur Evaluierung von Preiseffizienz anhand der Messung und Interpretation der Marktintegration sowie in einer Anwendung für die regionalen Weizenmärkte in Polen. Aus der neoklassischen Theorie lassen sich unter bestimmten Annahmen einfach überprüfbare Hypothesen zum statistischen Verhalten von Preisreihen auf räumlich effizienten Märkten ableiten: Wenn z.B. Güter zwischen den Märkten permanent und in eine Richtung gehandelt werden und die Transaktionskosten hinsichtlich der gehandelten Menge und der Zeit konstant sind, dann induziert Wettbewerb zwischen den Marktteilnehmern eine statistische Beziehung zwischen den Preisen, die der Arbitragerelation entspricht. Dieses Szenario bildet das Referenzsystem für die Beurteilung der empirischen Ergebnisse hinsichtlich der Preiseffizienz auf den hier betrachteten regionalen Weizenmärkten. Aufgrund der vorherrschenden Marktform ist dabei zu berücksichtigen, daß u.a. Preisabsprachen oder gemeinsame Faktoren, wie z.B. staatliche Eingriffe, eine regionale Marktintegration verursachen können. Die Bestimmung der Markt- oder Preisintegration wird heute in bedeutendem Maße durch die Erkenntnisse der Cointegrationstheorie geprägt, da die Hypothese, daß sich die Preisreihen wie integrierte Prozesse verhalten, i.d.R. nicht abgelehnt werden kann. Dabei ist die Eigenschaft der Nicht-Stationarität sogar von Nutzen, da nur für diese Prozesse die Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung überprüft werden kann. Auch wenn die Cointegrationstheorie einen erheblichen Fortschritt gegenüber früheren Verfahren darstellt, so gibt es dennoch häufig Probleme bei der Schätzung und eindeutigen Interpretation. Die Ursache hierfür ist im wesentlichen auf die relativ komplexen, multivariaten Wirkungszusammenhänge zurückzuführen, die aufgrund hoher Multikollinearität, fehlender Exogenität im theoretischen wie auch im empirischen Sinne sowie einer zu geringen Datenfrequenz nicht identifiziert werden können. In der empirischen Analyse wird

deshalb häufig auf eine bivariate Modellstruktur zurückgegriffen, die hinsichtlich der zu prüfenden Hypothesen über die Preiseffizienz nur beschränkt Informationen liefert.

Die Anwendung für den polnischen Weizenmarkt hat gezeigt, daß die Hypothese, daß es sich bei den realen Erzeugerpreisen i.d.R. um integrierte DGPe erster Ordnung handelt, nicht abgelehnt werden kann. Weiterhin sind die bivariaten Preisreihen fast immer cointegriert, und sie weisen genau ein lineares Preisgleichgewicht auf. Folglich existieren für diese Marktbeziehungen Preisanpassungsprozesse. Die Bestimmung bzw. die Interpretation dieser geschätzten Prozesse ist aber nicht eindeutig, da fast alle Marktpreise eine bidirektionale Kausalbeziehung aufweisen. Folglich kann zwischen der Entstehung und der Reaktion auf eine Preisänderung nicht unterschieden werden. Die Überprüfung von Hypothesen zur Ausgestaltung der Marktintegration ergibt, daß die regionalen Preisgleichgewichte in der Mehrzahl einen Steigungskoeffizienten von 1 besitzen und die kontemporären Preisanpassungen weder vollständig noch ausschließlich sind. Das heißt, die sofortige Anpassungsreaktion führt nicht zu einem vollständigen Abbau von temporären Ungleichgewichten. Für Preisbildung auf dem polnischen Weizenmarkt läßt sich demzufolge eine Preisabsprache, die gleiche kontemporäre Reaktionen verursacht, nicht nachweisen. Die Märkte sind aber trotzdem in hohem Maße integriert. Ob diese Integration durch Wettbewerb zwischen den Marktteilnehmern hervorgerufen wird, läßt sich aber nicht klären. Sowohl eine hohe Datenaggregation als auch gemeinsame Faktoren können solche kontemporären Reaktionen induzieren.

Summary and Conclusions

The aim of this contribution is to present methods for the evaluation of price and market efficiency and to apply these methods to the case of wheat markets in Poland since the reforms of 1989. The measurement of market and price efficiency has changed significantly since the development of cointegration analysis in the mid-1980s because many agricultural price series behave like random walks. Cointegration analysis applied to market integration has its limits, however, because of multicolinearity, lack of exogenous variables, problems with identification in multiple market constellations and insufficient data frequency. The analysis of Polish wheat prices shows that these series are all I(1) and almost all are cointegrated pairwise. Since most of these relations are characterized by bi-directional causality, it is not possible to distinguish between impulse and response on these markets, although it is clear that prices are related across markets in the long run. Contemporaneous adjustment terms are generally less than one, which suggests that reactions are lagged, as would be expected of arbitrage rather than some form of collusive market integration. However, common factors cannot be excluded as a potential source of the observed market integration, and excessive temporal aggregation of the employed data may also be a problem.

Literaturverzeichnis

ADAMOWIZ, M. (1994): *Intervention Activities of the Agricultural Market Agency in Agricultural Markets in Poland.* (Vortrag auf dem 36. Seminar der EAAE „Food Policies and the Food Chain", Reading, unveröffentlicht)

AGRA EUROPE (1995): *East Europe - Agriculture and Food,*. London, Nr. 151

ALEXANDER, C.; WYETH, J. (1994): *Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market.* In: The Journal of Development Studies 30, Nr. 2, S. 303-328

BESSLER, D. A.; FULLER, S. W. (1993): *Cointegration between U.S. Wheat Markets.* In: Journal of Regional Science 33, Nr. 4, S. 481-501

BRORSEN, B. W.; GRANT, W. R. (1985): *Efficiency of Spatial Price Discovery for U.S. Rice under Different Farm Policies and Economic Conditions.* In: Journal of Policy Modeling 7, Nr. 4, S. 621-33

CRAMON-TAUBADEL, S. von; LOY, J.-P.; MUSFELDT, E. (1994): Empirische Methoden zur Analyse der Marktintegration am Beispiel des EU-Schweinefleischmarktes. In: Groskopf, W.; Hanf, C.-H.; Heidhues, F.; Zeddies, J. (Hrsg.): *Die Landwirtschaft nach der EU-Agrarreform*. (Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. 31) S. 529-547

CUDDINGTON, J. T.; URZUA, M. (1987): *Trends and Cycles in Primary Commodity Prices.* Washington, D.C.: Georgetown University, Economics Department

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. (1981): *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.*, In: Econometrica 49, Nr. 4, S. 1057-1072

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. (1987): *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.* In: Econometrica 55, Nr. 2, S. 251-276

FACKLER, P. L. (1994): *Spatial Equilibrium and Tests of Market Efficiency and Integration.* Mimeo: North Carolina University

FAMA, E. F.; FISHER, L.; JENSEN, M. C.; ROLL, R. (1969): *The Adjustment cf Stock Markets to New Information.* In: International Economic Review 10, S. 1-21

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. (1990): *Integration of Spatial Markets.* In: American Journal of Agricultural Economics72, Nr. 2, S. 49-62

GONZALO, J. (1989): *Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships.* San Diego: University of California (Discussion Paper 89-55)

GOODWIN, B. K.; SCHROEDER, T. C. (1990): *Testing Perfect Spatial Market Integration: An Application to Regional U.S. Cattle Markets.* In: North Central Journal of Agricultural Economics 12, Nr. 2, S. 173-186

GLOWNY URZAD STATYSTYCZNY (versch. Jgg.): *Biuletyn Statystyczny.* Warschau

HANSEN, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung.* München: Franz Vahlen

JOHANSEN, S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegration Vectors.* In: Journal of Economic Dynamics and Control 12, S. 231-254

KARBUZ, S.; JUMAH, A. (1995): *Cointegration and Commodity Arbitrage.* In: Agribusiness 11, Nr. 3, S. 235-243

LOY, J.-P. (1995): *Möglichkeiten zur Beurteilung von Markteffizienz : Theorie, Methodik und eine erste Evaluierung für polnische Agrarmärkte in der Transformationsphase.* Kiel: Vauk (Agrarökonomische Studien 18)

LOY, J.-P.; GLAUBEN, T.; BRUNNER, S. (1994): *Testing Regional and National Market Integration: An Application to the Polish Wheat Market.* (Vortrag auf dem 36. Seminar der EAAE „Food Policies and the Food Chain", Reading, unveröffentlicht)

LUTZ, C.; TILBURG, A. von; KAMP, B. von der (1995): *The Process of Short- and Long-Term Price Integration in the Benin Maize Market.* In: European Review of Agricultural Economics 22, Nr. 1, S. 191-212

MONKE, E.; PETZEL, T. (1984): *Market Integration: An Application to Internationl Trade in Cotton.* In: American Journal of Agricultural Economics 66, Nr. 4, S. 481-487

OECD (1995): *Review of Agricultural Policies: Poland.* Paris

PALASKAS, T. B.; HARRISS-WHITE, B. (1993): *Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy.* In: The Journal of Development Studies 30, Nr. 1, S. 1-57

RAVALLION, M. (1986): *Testing Market Integration.* In: American Journal of Agricultural Economics 68, Nr. 1, S. 102-109

SPORLEDER, T. L.; CHAVAS; J. P. (1979): *Aspects of Pricing Efficiency and the Value of Information.* Texas: AundM University (unveröffentliches Working Paper)

WYETH, J. (1992): *The Measurement of Market Integration and Applications to Food Security.* Brighton: The Institute for Development Studies (Policies Discussion Paper 314)