

Jerzy Rembeza¹
Pracownia Badań Rynkowych
Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin
Radzików

Powiązania pomiędzy cenami produktów rolnych w Polsce i krajach UE

Linkages of agricultural commodities prices between the Polish and the EU markets

Synopsis. Celem badań było określenie powiązań pomiędzy cenami zbóż i żywca wieprzowego w Polsce a cenami na wybranych rynkach zagranicznych. Stwierdzono zmniejszenie się różnic w poziomie cen pomiędzy rynkiem polskim a rynkami krajów UE i zwiększenie różnic w stosunku do amerykańskiego rynku zbóż. Testy przyczynowości i analiza VAR wskazują na silne oddziaływanie cen zagranicznych na ceny w Polsce.

Słowa kluczowe: produkty rolne, ceny, Polska, UE

Abstract. Price linkages between the Polish and foreign markets of grains and pork were investigated in the paper. The analysis indicates a decrease in price differences between the Polish and the EU markets and their increase between the Polish and the US markets. Causality tests and VAR models indicate a strong influence of foreign prices on the Polish markets.

Key words: agricultural commodities, prices, Poland, EU

Wstęp

Rynki produktów rolnych należą do podstawowych rynków w handlu międzynarodowym. W przypadku poszczególnych produktów rolnych znaczenie handlu międzynarodowego jest jednak niejednakowe. Część rynków, jak np. rynki soi, pszenicy i kukurydzy charakteryzuje się wysokim poziomem handlu międzynarodowego, jednak dla wielu produktów jego znaczenie jest relatywnie małe. Wynika to z wielu czynników, nie tylko ekonomicznych, ale także politycznych i technologicznych. Rynki rolne na tle zwłaszcza rynków produktów przemysłowych charakteryzują się relatywnie wysokim poziomem ceł oraz ich dużym zróżnicowaniem pomiędzy krajami oraz blokami gospodarczymi. Stosowanie ceł i innych restrykcji handlowych jest jedną z przesłanek zróżnicowania cen tych samych produktów na rynkach krajowych. W podobnym kierunku działają koszty transportu, bariery w przepływie informacji rynkowej itp. [Tomek 1980; Mundlak i Larson 1992].

Procesy globalizacji oraz podejmowane w wielu gospodarkach reformy ekonomiczne liberalizujące funkcjonowanie rynków wewnętrznych powinny skutkować wzrostem powiązań cen produktów rolnych notowanych w poszczególnych krajach [Baffes i Gardner 2003; Conforti 2004; Dercon 1995]. Wzrost ten przejawiać się może w wyrównywaniu

¹ Dr hab., jerzy.rembeza@tu.koszalin.pl

poziomu cen oraz przyspieszeniu reakcji cenowych jednego rynku na zmiany cen na innym rynku. Procesy integracji rynków często lepiej odzwierciedlają zmiany na poziomie cen niż zmiany w wolumenie handlu [Barret i Li 2002].

Proces akcesji i ostatecznie wstąpienie Polski do Unii Europejskiej w istotny sposób wpłynął na funkcjonowanie krajowych rynków rolnych. Należy oczekiwać, że spowodowały one zmiany powiązań cenowych pomiędzy rynkami polskimi a rynkami zagranicznymi. Potwierdzają to badania empiryczne. Należy jednak postawić pytanie, czy wejście do UE, zwiększając powiązania z rynkami krajów UE, nie spowodowało osłabienia powiązań z cenami rynków poza unijnych. Można również postawić pytanie, czy w wyniku akcesji polskie rynki rolne zaczęły w większym niż poprzednio stopniu wpływać na ceny produktów rolnych w innych krajach UE. Próba odpowiedzi na te pytania była podstawowym celem analiz przeprowadzonych w niniejszym artykule. Wykorzystano dane dotyczące cen zbóż oraz żywca wieprzowego na wybranych rynkach w latach 1996-2008.

Materiały i metoda

W pracy wykorzystano ceny z następujących rynków:

- pszenica: ceny skupu w Polsce, ceny eksportowe pszenicy amerykańskiej HRW 2, ceny z rynku francuskiego loco Rouen, ceny skupu w Niemczech,
- jęczmień: ceny skupu w Polsce i Niemczech, loco Rouen we Francji, w USA (nr 3 west.),
- kukurydza: ceny skupu w Polsce, ceny w USA (yellow corn 2), loco Rouen we Francji,
- żywiec wieprzowy: ceny skupu w Polsce, Holandii i Danii.

Wszystkie ceny dotyczą miesięcznych notowań, a ceny rynku polskiego przeliczono według aktualnych kursów walutowych na ceny w walucie zagranicznej (euro lub dolarze).

Analizę powiązań pomiędzy cenami rynku polskiego a cenami rynków zagranicznych oparto na technikach integracji i kointegracji, wykorzystując testy przyczynowości oraz modele VAR. Podstawowy model VAR ma postać [Enders 2004]:

$$Y_t = A_0 D_t + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + e_t$$

gdzie:

$Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt}]'$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach n zmiennych,

D_t – wektor deterministycznych zmiennych modelu,

A_0 – macierz parametrów stojących przy niestochastycznych zmiennych,

A_i – macierze parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora Y_t ,

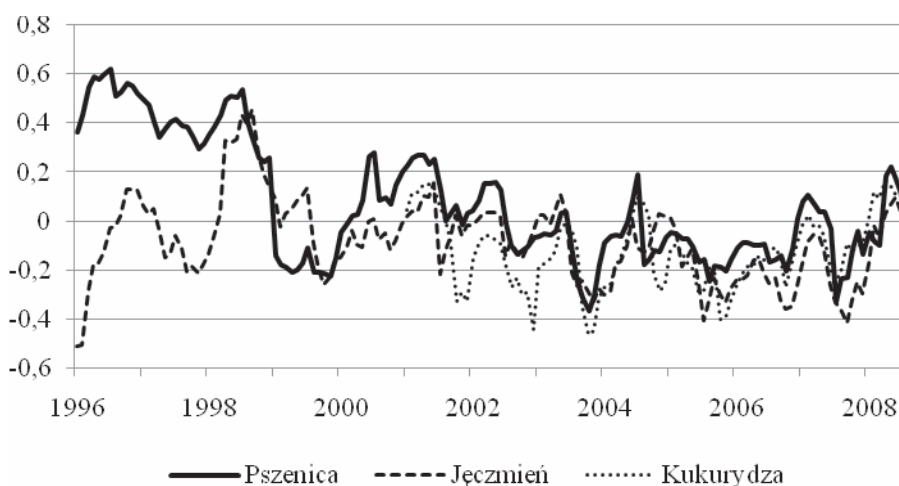
$e_t = [e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt}]$ – wektor stacjonarnych zakłóceń losowych.

W analizie szeregów czasowych jednym z podstawowych problemów jest możliwość występowania zmiennych niestacjonarnych [Enders i Granger 1998]. Taki charakter mają często szeregi cenowe, które zazwyczaj podlegają średnio- i długookresowym zmianom. W konsekwencji parametry modeli obliczonych na podstawie danych na poziomie obserwacji mogą być obciążone istotnym błędem. Wyjściem może być przekształcenie danych do poziomu zmiennych stacjonarnych lub posłużenie się modelem VECM (o ile zmienne są skointegrowane). W niniejszej analizie starano się wykorzystać pierwsze podejście, a aby zachować długookresowe właściwości modelu zdecydowano się, zamiast wprowadzać

pierwsze różnice zmiennych, wyeliminować składnik trendu z obserwacji. W procedurze usuwania trendu wykorzystano filtr Hodricka-Prescotta. Oczyszczone z trendu dane wykorzystano w budowie modelu VAR, a jego analizę przeprowadzono wyprowadzając funkcje odpowiedzi na impuls. We wszystkich analizach posługiwano się danymi przekształconymi do postaci logarytmów.

Zróźnicowanie cen pomiędzy analizowanymi rynkami

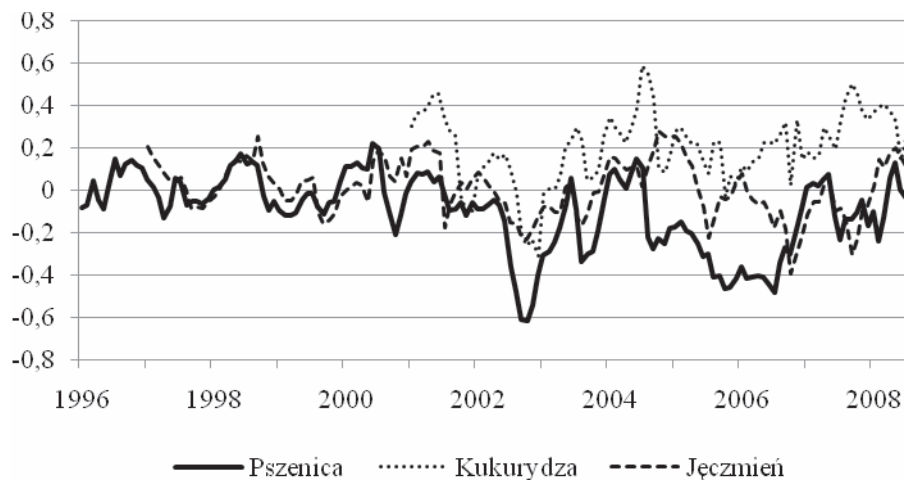
Ceny produktów rolnych, zwłaszcza zbóż, podlegały w minionych kilkunastu latach znacznym wahaniom. Wysokie ceny zbóż notowano zwłaszcza w latach 1996 oraz 2007 i w pierwszej połowie 2008 r. Z kolei w 1999 r. i 2005 r. ceny zbóż kształtowały się na szczególnie niskim poziomie. Szczyty i dołki cenowe przypadały w tym samym czasie we wszystkich analizowanych rynkach, co potwierdza związki zachodzące pomiędzy nimi. Zachodzące relacje cenowe bardziej dokładnie obrazują różnice w poziomie cen pomiędzy rynkami (rys. 1 i 2).



Rys. 1. Różnice cen zbóż między Polską a Francją, ln EUR/100 kg

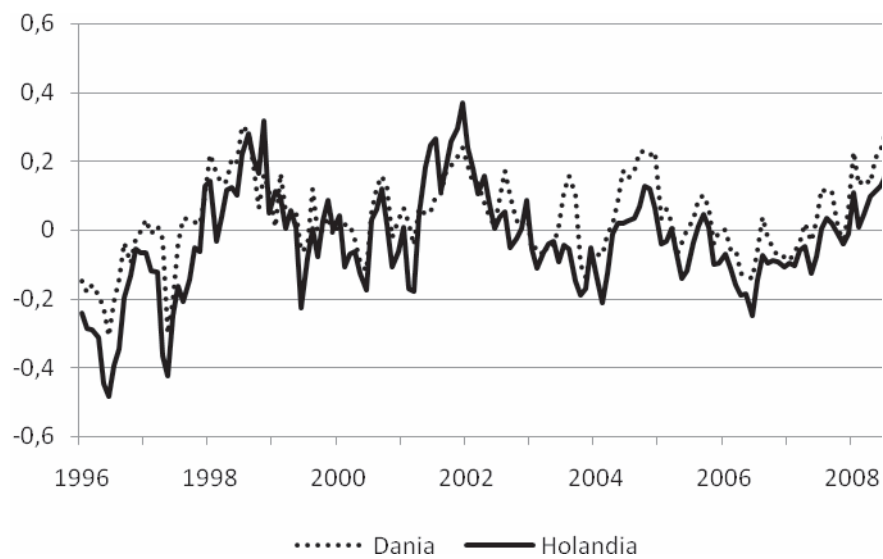
Fig 1. Differences between grain prices in Poland and France, ln EUR/100 kg

Przedstawione dane wskazują na rozbieżne tendencje w różnicach cenowych pomiędzy polskimi a europejskimi rynkami z jednej, a polskimi i amerykańskimi cenami z drugiej strony. Generalnie rzecz ujmując w latach 1996-2000 różnice w stosunku do cen na rynkach europejskich były największe, przekraczały 50%. Od 2000 r. uległy jednak wyraźnemu zmniejszeniu i sporadycznie tylko dochodziły do 40%. Przez większą część okresu po 2000 r. ceny na rynku polskim były niższe od cen na rynku francuskim oraz niemieckim. Dotyczyło to zwłaszcza jęczmienia i kukurydzy. Różnice w cenach pszenicy zazwyczaj nie przekraczały 10%.



Rys. 2 Różnice cen zbóż pomiędzy Polską a USA, ln \$/100 kg

Fig. 2. Differences between grain prices in Poland and the USA, ln \$/100 kg



Rys. 3. Różnice cen wieprzowiny między Polską a Danią i Holandią, ln EUR/kg

Fig. 3. Differences between pork prices in Poland, Denmark and the Netherlands, ln EUR/kg

Odmienne kształtowały się tendencje zmian w różnicach cen zbóż w stosunku do rynku amerykańskiego. W tym przypadku najmniejsze dysproporcje obserwowano w latach

1996-2000. Nie przekraczały one wówczas 20%. Po roku 2000 nastąpił jednak wyraźny wzrost różnic cenowych. W niektórych miesiącach przekraczały one 40%. Podobnie jak w przypadku relacji względem cen w krajach europejskich, również w porównaniu z cenami rynku amerykańskiego ceny zbóż w Polsce były zazwyczaj niższe. Wyjątkiem były ceny kukurydzy.

Słabiej zarysowały się tendencje zmian w różnicach cenowych na rynku wieprzowiny. Jednak podobnie jak w przypadku zbóż największe różnice obserwowano w pierwszych latach analizowanego okresu. W latach 1996-1997 ceny na rynku polskim były nawet ponad 30% niższa aniżeli w Danii i Holandii. W późniejszych latach obserwowano relatywny wzrost cen na rynku polskim i w latach 1999 oraz 2002 ceny na rynku polskim znacznie przekraczały ceny na porównywanych rynkach zagranicznych. Od wejścia Polski do UE różnice w poziomie cen żywca wieprzowego zazwyczaj jednak nie przekraczały kilkunastu procent.

Zestawienia różnic cenowych wskazują więc, że w efekcie akcesji do UE nastąpił wzrost powiązań na rynku polskim z cenami na rynkach Unii Europejskiej. Równocześnie jednak osłabło powiązanie z cenami na rynku amerykańskim. Bardziej szczegółowe analizy opisujące powiązania cen krajowych z cenami za granicą przeprowadzono w kolejnym punkcie, posługując się procedurami ekonometrycznymi.

Analiza transmisji cen

Szczegółowe analizy transmisji cen przedstawiono na przykładzie pszenicy oraz żywca wieprzowego. W przypadku pszenicy analizowano model obejmujący ceny dla rynku polskiego, francuskiego oraz amerykańskiego. W przypadku żywca wieprzowego model zawierał ceny z rynku polskiego, duńskiego i holenderskiego.

Właściwa analizę powiązań cenowych poprzedzono testami integracji i kointegracji. Po osunięciu trendu wszystkie zmienne były stacjonarne. Równocześnie w ramach poszczególnych rynków zmienne były skointegrowane, co wskazuje na występowanie przyczynowości Grangera w przynajmniej jednym kierunku.

Tabela 1. Testy przyczynowości Grangera dla cen pszenicy

Table 1. Granger causality tests for wheat prices

Kraje/ Countries	Test F/ F-statistic	Wartość p/ p-value	Dominujący kierunek zależności/Causality implications
Polska – Francja	0,8025	0,4501	Francja ⇒ Polska
Francja – Polska	15,6517	0,0000	
Polska – USA	0,9954	0,3720	USA ⇒ Polska
USA – Polska	4,6894	0,0106	
USA – Francja	3,4161	0,0354	USA ⇒ Francja
Francja – USA	2,3386	0,1000	

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane dla rynku pszenicy wyniki wskazują, że ceny w Polsce kształtowane są przez warunki cenowe na rynkach zagranicznych. Przyczynowy wpływ w sensie Grangera na

ceny w Polsce miały zarówno ceny rynku francuskiego jak i amerykańskiego. Większe wartości testu uzyskano w przypadku testowania wpływu rynku francuskiego. Może to sugerować większy wpływ cen we Francji niż w USA na ceny pszenicy w Polsce. Uzyskane wyniki potwierdzają, że polski rynek pszenicy jest na rynku międzynarodowym typowym biorcą cenowym.

Tabela 2. Testy przyczynowości Grangera dla cen wieprzowiny

Table 2. Granger causality tests for pork prices

Kraje/ Countries	Test F/ F-statistic	Wartość p/ p-value	Dominujący kierunek zależności/Causality implications
Polska – Dania	5,3967	0,0015	Polska \Leftrightarrow Dania
Dania – Polska	6,6240	0,0003	
Polska – Holandia	1,3356	0,2651	Holandia \Rightarrow Polska
Holandia – Polska	5,8976	0,0008	
Holandia – Dania	30,0363	0,0000	Holandia \Rightarrow Dania
Dania – Holandia	2,2337	0,0706	

Źródło: obliczenia własne.

Bardziej zróżnicowane wyniki uzyskano w przypadku cen żywca wieprzowego (tab.2). Rynek ten ma bardziej regionalny charakter, stąd analizowano jedynie ceny dla wybranych rynków europejskich. Uzyskane wyniki wskazują, że ceny wieprzowiny w Polsce kształtują się pod wyraźnym wpływem cen zagranicą. W odróżnieniu od pszenicy stwierdzono jednak również wpływ cen polskich na niektóre rynki zagraniczne (rynek duński). W świetle testów przyczynowości wiodącą funkcję w stanowieniu cen pełnił, przynajmniej w ramach badanej zbiorowości, rynek holenderski.

Tabela 3. Model VAR dla cen pszenicy¹

Table 3. VAR model for wheat prices¹

Zmienne/Variables	USA/USA	Francja/France	Polska/Poland
USA(-1)	1,0667 (11,5872)	0,2230 (2,0387)	0,0592 (0,6118)
USA(-2)	-0,3100 (-3,3634)	-0,2698 (-2,4633)	-0,0221 (-0,2283)
Francja(-1)	0,1468 (1,7947)	1,0205 (10,4984)	0,3500 (4,0678)
Francja(-2)	-0,1204 (0,0857)	-0,0716 (0,1018)	-0,2149 (0,0761)
Polska(-1)	0,0524 (0,7231)	0,0213 (0,2478)	1,2020 (15,8034)
Polska (-2)	-0,0278 (-0,4066)	-0,0584 (-0,7175)	-0,4095 (-5,6849)
Stała/Constant	1,0602 (4,3415)	0,7000 (2,2111)	0,2773 (1,0793)
R ²	0,77	0,85	0,89
Test F/F statistic	82,57	133,88	205,57

¹ – w nawiasach wartości testu t/ t-statistics in parentheses

Źródło: obliczenia własne.

Dokładniejsze analizy transmisji cen przeprowadzono przy użyciu modelu VAR. Ponieważ oczyszczone z trendu ceny okazały się zmiennymi stacjonarnymi, dlatego do modelu wprowadzono zmienne na poziomie obserwacji. Parametry modeli dla rozpatrywanych rynków przedstawiają tabele 3 i 4. Na ich podstawie wyprowadzono również funkcje odpowiedzi na impuls. Pozwalają one na ocenę reakcji pojedynczej zmiennej na jednostkowe zmiany (np. o wielkość odchylenia standardowego) innych zmiennych wchodzących w skład wielowymiarowego modelu. Reakcje rynku polskiego na zmiany cen na rynkach zagranicznych przedstawia rysunek 4.

Tabela 4. Model VAR dla cen żywca wieprzowego¹

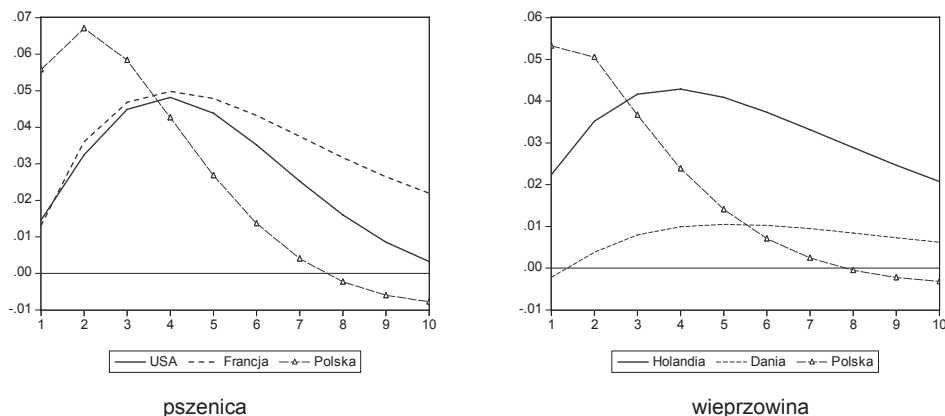
Table 4. VAR model for pork prices¹

Zmienne/Variables	Holandia/the Netherlands	Dania/Denmark	Polska/Poland
Holandia (-1)	0,9995 (9,3531)	0,4761 (8,7220)	0,1256 (0,0838)
Holandia (-2)	-0,2321 (-2,0009)	-0,2678 (-4,5181)	-0,0868 (-0,9539)
Dania (-1)	-0,2120 (-1,1274)	0,6773 (7,0500)	0,2003 (1,3585)
Dania (-2)	0,3440 (2,3118)	0,0055 (0,0729)	0,0234 (0,2003)
Polska(-1)	0,1511 (1,3537)	0,0453 (0,7950)	0,9483 (10,8380)
Polska (-2)	-0,2209 (-2,1051)	-0,0235 (-0,4387)	-0,2383 (-2,8962)
Stała/Constant	0,8252 (3,2300)	0,3804 (2,9143)	0,0711 (0,3551)
R ²	0,73	0,90	0,84
Test F/F statistic	63,62	216,48	128,27

¹ – w nawiasach wartości testu t/ t-statistics in parentheses

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki uzyskane w analizie VAR generalnie potwierdzają sugestie otrzymane w analizie przyczynowości. Należy jednak zwrócić uwagę, że we wszystkich przypadkach ceny na poszczególnych rynkach krajowych najsilniej reagowały na opóźnione o jeden okres wartości własne. Ceny pszenicy w Polsce wykazywały silniejszą reakcję na ceny pszenicy na rynku francuskim niż na rynku amerykańskim. Funkcje odpowiedzi na impuls wskazują, że odpowiedź na impuls ze strony cen na rynku amerykańskim oraz francuskim była w pierwszych czterech miesiącach zbliżona i rosła. W kolejnych miesiącach reakcja na impuls ze strony cen rynku amerykańskiego szybko wygasła, szybciej niż ze strony rynku francuskiego. W przypadku cen wieprzowiny w pierwszym miesiącu dominowała reakcja na opóźnione wartości własne. Reakcja ta szybko jednak wygasła, rosła natomiast reakcja na ceny rynków zagranicznych, zwłaszcza rynku holenderskiego. Po trzech miesiącach dominował impuls ze strony cen wieprzowiny w Holandii.



Rys. 4. Funkcje odpowiedzi na impuls dla cen pszenicy i wieprzowiny w Polsce

Fig. 4. Impulse response function for wheat and pork prices in Poland

Wnioski

1. W latach 1996-2008 zmalały różnice pomiędzy cenami zbóż w Polsce a cenami na rynkach zachodnioeuropejskich. Równocześnie jednak nastąpił wzrost różnic w stosunku do rynku amerykańskiego. W przypadku cen żywca wieprzowego zbliżenie cen na rynku polskim do cen na rynkach zachodnioeuropejskich nastąpiło nieco szybciej.
2. Na rynku pszenicy Polska jest typowym biorcą cenowym. Krajowe ceny pszenicy kształtowane były przez ceny na rynkach zagranicznych, natomiast nie stwierdzano odwrotnego kierunku przepływu impulsów cenowych. W przypadku rynku wieprzowiny stwierdzono natomiast niezbyt silny wpływ cen rynku polskiego na ceny zagraniczne, zwłaszcza w Danii.
3. Reakcje na impulsy ze strony cen zagranicznych pszenicy rosły w ciągu pierwszych czterech miesięcy, po czym słabły systematycznie. Szybciej zanikała reakcja na ceny pszenicy z rynku amerykańskiego.
4. Ceny wieprzowiny w Polsce reagowały najsilniej na ceny rynku holenderskiego. Reakcja na ceny rynku duńskiego była słabsza, choć bardziej stabilna w czasie.
5. Analiza zachowania się cen zbóż i wieprzowiny wskazuje na wyraźny wpływ akcesji Polski do UE na procesy transmisji cen. Wyraźnie wzrosła wrażliwość cenowa rynku polskiego na ceny na rynkach krajów UE. W tym sensie można mówić o wzroście efektywności funkcjonowania rynków rolnych w Polsce.

Literatura

- Baffes J., Gardner B. [2003]: The transmission of world commodity prices to domestic markets under policy reforms in developing countries. *Policy Reform* 6, ss. 159-180.
- Barrett C.B., Li J.R. [2002]: Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 84, ss. 292-307.

- Buccola S.T. [1985]: Pricing efficiency in centralized and noncentralized markets. *American Journal of Agricultural Markets* t. 67, ss. 583-590.
- Conforti P. [2004]: Price transmission in selected agricultural markets. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers 7, ss. 91.
- Dercon S. [1995]: On market integration and liberalization: method and application to Ethiopia. *Journal of Development Studies* 32, ss. 112-143.
- Enders W. [2004]: Applied econometric time series. Wiley, Nowy Jork,
- Enders W., Granger C.W.J. [1998]: Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics* 16, ss. 304-311.
- Mundlak Y., Larson D.F. [1992]: On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review* 6, ss. 399-422.
- Tomek W.G. [1980]: Price behavior on a declining terminal market. *American Journal of Agricultural Economics* t. 62, ss. 434-444.