

Jerzy Rembeza¹
Jacek Chotkowski
Pracownia Badań Rynkowych
IHAR w Boninie

POWIĄZANIE CEN PRODUKTÓW ROLNYCH POMIĘDZY RYNKIEM POLSKIM A RYNKAMI UE

PRICE LINKAGES BETWEEN POLISH AND EU AGRICULTURAL MARKETS

Wstęp

Mechanizm powiązania cen i ich transmisji pomiędzy rynkami rozdzielonymi w przestrzeni był od dawna przedmiotem prac teoretycznych i empirycznych. Najpopularniejszą konstrukcją teoretyczną opisującą te relacje jest prawo jednej ceny (LOP). Zgodnie z nim różnice cen pomiędzy rynkami nie powinny przekraczać kosztów związanych z transferem produktu. Przedmiotem badań empirycznych staje się wówczas testowanie zachowania się cen w sposób postulowany przez teorię. Badania te, z uwagi na problemy natury metodycznej nie są łatwe i w praktyce udzielenie odpowiedzi na pozornie łatwe pytanie okazuje się trudne [Baulch 1997]. Może występować np. sytuacja, gdy w krótkim okresie ceny nie zachowują się w sposób w pełni zgodny z LOP, natomiast zgodność ta zachowana jest w długim okresie [Baffes 1991].

Szczególne komplikacje wiążą się z analizą powiązań pomiędzy poszczególnymi rynkami krajowymi. Bariery dla swobodnego przepływu produktów są w tym przypadku znacznie wyższe niż dla przepływu produktów w obrębie rynków krajowych. Nawet jeśli nie ma formalnych ograniczeń (cła, kontyngenty) to jednak mogą pozostawać inne, związane z kosztami transferu, kosztami pozyskiwania i czasem napływu informacji rynkowych, dodatkowym ryzykiem, preferencją konsumentów dla produkcji krajowej itp. W miarę integrowania się rynków bariery te powinny być zmniejszane, co powinno mieć konsekwencje dla mechanizmu transmisji cen [Conforti 2004].

Wejście Polski do UE w sposób znaczący zmieniło funkcjonowanie krajowych rynków rolnych, w tym również na poziom i zmiany cen. Należy oczekiwać dwóch zjawisk: dostosowania się przeciętnego poziomu cen do poziomu rynków UE oraz wzrostu siły reakcji cen na rynku polskim na zmiany cen na rynkach UE. W pracy problem ten analizowano odwołując się do przykładu rynku zbóż oraz mleka. Rynki te są przedmiotem istotnych

¹ Docent dr hab., email: rembeza@ziemniak-bonin.pl

regulacji, różnią się przy tym stopniem powiązania z rynkiem międzynarodowym. W opracowaniu analizowano długookresowe oraz krótkookresowe powiązania cen pomiędzy rynkiem polskim a wybranymi rynkami krajów UE za okres 1995-2005. Wykorzystano dane o poziomie cen podawane przez GUS oraz Komisję Europejską i Eurostat.

Metoda i materiały źródłowe

W empirycznych analizach szeregów czasowych jednym z głównych problemów jest niestacjonarność zmiennych. W konsekwencji prosta analiza korelacji i regresji może prowadzić do błędnych wyników. Dlatego w przeprowadzonej analizie określono najpierw stopień integracji poszczególnych zmiennych i zgodnie z nomenklaturą zaproponowaną przez Engle'a i Grangera zmienne, które na swych poziomach były stacjonarne określono jako zmienne zintegrowane w stopniu zero, a zmienne, których pierwsze przyrosty były stacjonarne jako zmienne zintegrowane w stopniu jeden. Dla określenia stopnia integracji wykonano test ADF.

Związki pomiędzy cenami na poszczególnych rynkach mogą mieć charakter długookresowy i krótkookresowy. W analizie związków długookresowych przeprowadzono analizę kointegracji w oparciu o procedurę Johansena [1988]. Wykonano ją odrębnie dla poszczególnych par zmiennych, przyjmując różne wersje modelu (bez stałej, ze stałą, ze stałą i trendem).

Kolejnym krokiem analizy było określenie dominujących, krótkookresowych kierunków przepływu impulsów cenowych. W tym celu przeprowadzono testowanie przyczynowości Grangera [1986]. Procedura ta polega na testowaniu czy włączenie opóźnionych wartości zmiennej X do modelu autoregresyjnego zbudowanego dla zmiennej Y pozwala istotnie lepiej wyjaśnić kształtowanie się zmiennej Y. Jeżeli tak jest, to stwierdzamy, że zmienna X jest przyczyną Y w sensie Grangera. W analizie przeprowadzono dwukierunkowe testy, ponieważ w przypadku pary zmiennych X i Y, X może być przyczyną Y, Y przyczyną X, mogą też występować zależności dwukierunkowe.

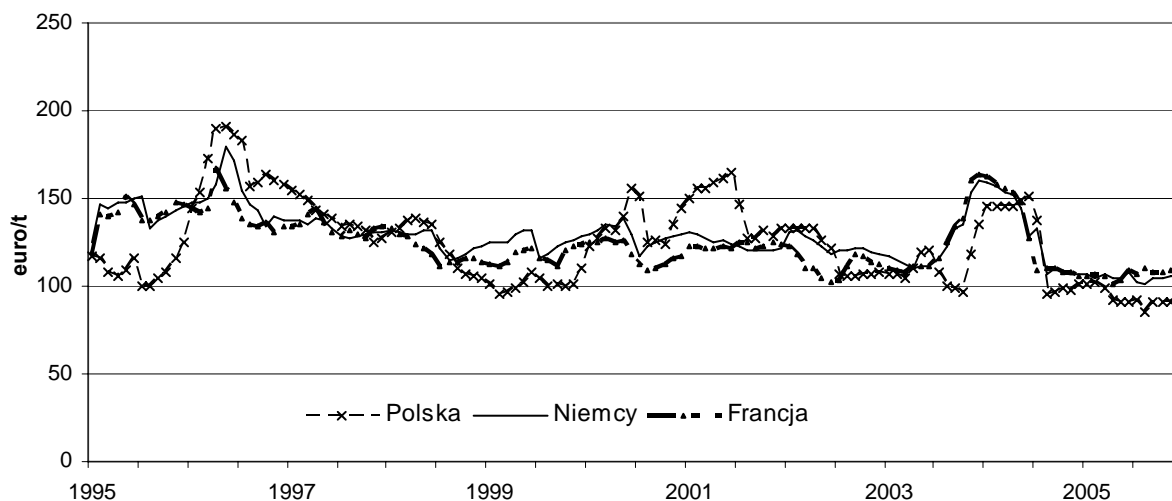
Analizę krótkookresowej transmisji cen wykonano za pomocą prostego modelu autoregresyjnego o ogólnej postaci:

$$\Delta P_{A,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{B,t} + \alpha_2(L) \Delta P_{B,t-1} + \alpha_3(L) \Delta P_{A,t-1} + \varepsilon_t$$

gdzie P_A jest ceną na rynku A, P_B ceną na rynku B natomiast L jest operatorem opóźnień. W powyższym modelu, jak również we wszystkich wcześniej wymienionych analizach

optymalną liczbę opóźnień określono kierując się kryterium pojemności informacyjnej Akaike.

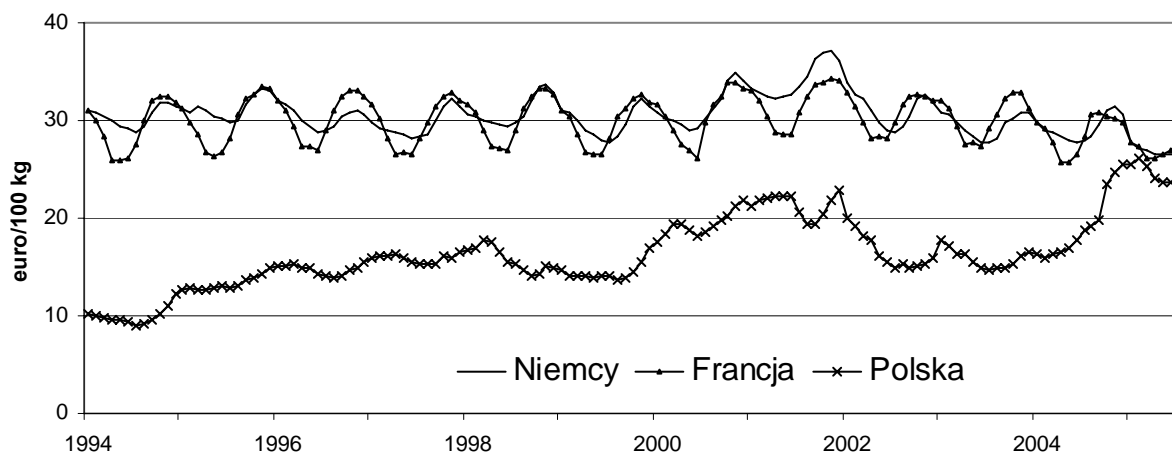
W pracy jako materiał źródłowy wykorzystano dane Komisji Europejskiej oraz GUS o cenach zbóż (pszenica oraz jęczmień paszowy) i mleka uzyskiwanych przez producentów. Przedmiotem analiz były miesięczne ceny w latach 1995-2005 (w przypadku cen mleka do lipca 2005) przekształcone do postaci logarytmów. Analizy przeprowadzono dla całego okresu oraz dwóch podokresów: 1995-2000 oraz 2001-2005. Pierwszy odnosi się do lat, gdy rolnictwo polskie przeszło już główny szok związany z reformami gospodarczymi, drugi do okresu przygotowawczego do wejścia i pierwszych kilkunastu miesięcy funkcjonowania w UE.



Rysunek 1. Ceny skupu pszenicy

Figure 1. Wheat prices for producers

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej



Rysunek 2. Ceny skupu mleka

Figure 2. Milk prices for producers

Źródło: jak rys. 1

Wyniki

Rynki zbóż i mleka należą do najważniejszych rynków, będących przedmiotem regulacji o charakterze administracyjnym w UE. Również w przeszłości były one poddana tego typu oddziaływaniom. Odmienny układ uwarunkowań wewnętrznych w połączeniu z mechanizmami regulacyjnymi państwa powoduje różnicowanie cen na różnych rynkach. Z drugiej strony presja rynku międzynarodowego wywiera nacisk na ujednoczenie cen. Kombinacja tych dwóch sił była odmienna w przypadku rynku zbóż i mleka. Wyraźnie to widać obserwując zachowanie się cen (rys. 1 i 2). O ile ceny zbóż w Polsce były zbliżone do poziomu cen zbóż w UE, to różnice w odniesieniu do cen mleka były znaczące. Wizualna ocena zachowania się cen nie pozwala na wyciągnięcie głębszych wniosków odnośnie zależności cenowych, jednak wyraźnie widać, że wejście do UE nie wpłynęło w istotny sposób na poziom cen zbóż, natomiast spowodowało szybki proces zbliżenia cen mleka do ich poziomu w innych krajach członkowskich.

Tabela 1. Kointegracja pomiędzy poszczególnymi cenami (wyniki testu maksymalnej wartości własnej)
Table 1. Testing for cointegration (maximum eigenvalue statistic)

| Produkt, rynek / Product, market | H ₀ | |
|----------------------------------|----------------|---------|
| | r = 0 | r ≤ 1 |
| Pszenica / Wheat | | |
| Pl - D | 12,05 | 6,917** |
| Pl - F | 10,65 | 5,689* |
| F - D | 11,02 | 7,265** |
| Jęczmień / Barley | | |
| Pl - D | 10,91 | 8,066** |
| Pl - F | 10,90 | 7,484** |
| F - D | 19,5** | 5,881* |
| Mleko / Milk | | |
| Pl - D | 14,7* | 1,355 |
| Pl - F | 59,96** | 2,174 |
| F - D | 85,08** | 4,0* |

Pl – Polska / Poland D – Niemcy / Germany F – Francja / France

Źródło: obliczenia własne

Zgodnie z uwagami metodycznymi analizę rozpoczęto od testowania stopnia integracji poszczególnych zmiennych. Z braku miejsca wyników testów w niniejszym opracowaniu nie zamieszczono. We wszystkich przypadkach stwierdzano jednak, że mamy do czynienia ze zmiennymi zintegrowanymi w stopniu jeden, a więc stacjonarne były dopiero pierwsze różnice badanych zmiennych. W kolejnym kroku przeprowadzono analizę kointegracji pomiędzy poszczególnymi parami zmiennych dla całego badanego okresu. Przedstawione w tabeli 1 wyniki testu maksymalnej wartości własnej wskazują na istnienie długookresowego związku pomiędzy cenami zbóż na rynku polskim i UE, chociaż związek

ten był wyraźnie silniejszy pomiędzy cenami we Francji i w Niemczech. W przypadku cen mleka widoczny jest wpływ przejścia z okresu funkcjonowania rynku polskiego poza rynkiem UE do okresu tuż przed i po akcesji. Wyraźnie zaburzyło to długookresowe powiązania cen.

Analizę zależności krótkookresowych rozpoczęto od analizy przyczynowości Grangera. Choć sama w sobie nie dowodzi ona związków przyczynowo-skutkowych, dostarcza jednak co do tego pewnych sugestii. Wyniki dość dobrze odzwierciedlają zmiany w warunkach funkcjonowania polskich rynków rolnych. W przypadku pszenicy w pierwszym z badanych podokresów nie stwierdzono tego typu związków pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem francuskim i niemieckim. W drugim podokresie związek taki już się ujawniał, przy czym wyniki sugerują przebieg impulsów cenowych od rynku francuskiego i niemieckiego do rynku polskiego. W przypadku jęczmienia zależności przyczynowe były dużo słabsze, choć stwierdzono taki związek pomiędzy rynkiem polskim a francuskim. Wyraźnie słabsze związki o charakterze przyczynowym na rynku jęczmienia niż pszenicy można tłumaczyć dużo mniejszym znaczeniem rynku międzynarodowego dla obrotów rynkowych jęczmieniem. Rynek ten ma bardziej lokalny charakter niż rynek pszenicy. Z kolei w przypadku mleka stwierdzono związki o charakterze przyczynowym przede wszystkim pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem niemieckim, choć wartości testów uległy obniżeniu dla drugiego z podokresów. Wyraźnie widoczne jest, że na rynku mleka w latach 2002-2004 zmiany cen na rynku polskim głównie wiązały się z dojściem poziomu cen do poziomu w krajach UE i wpływ ten zdominował reakcje o charakterze krótkookresowym.

Tabela 2. Wyniki testu na występowanie przyczynowości Grangera
Table 2. Testing for Granger causality

| Okres / Period | Pszenica / Wheat | Jęczmień / Barley | Mleko / Milk |
|----------------|-------------------|-------------------|-----------------------|
| 1995-2005 | $P1 \leftarrow D$ | $P1 - D$ | $P1 \leftarrow D$ |
| | $P1 \leftarrow F$ | $P1 \leftarrow F$ | $P1 \leftarrow F$ |
| | $F \Rightarrow D$ | $F \Rightarrow D$ | $D \Leftrightarrow F$ |
| 1995-2000 | $P1 - D$ | $P1 - D$ | $P1 \leftarrow D$ |
| | $P1 - F$ | $P1 \leftarrow F$ | $P1 \leftarrow F$ |
| | $F \Rightarrow D$ | $F \Rightarrow D$ | $D \Leftrightarrow F$ |
| 2001-2005 | $P1 \leftarrow D$ | $P1 - D$ | $P1 \leftarrow D$ |
| | $P1 \leftarrow F$ | $P1 \leftarrow F$ | $P1 - F$ |
| | $F \Rightarrow D$ | $F \Rightarrow D$ | $D \Leftrightarrow F$ |

Źródło: obliczenia własne.

Analizę krótkookresowych powiązań pomiędzy rynkiem polskim a wybranymi rynkami UE przeprowadzono posługując się prostymi modelami autoregresyjnymi. Parametry modeli przedstawiono w tabeli 3. Uzyskane wyniki wskazują, że rynek polski nieco szybciej

Tabela 3. Modele transmisji cen dla wybranych produktów rolnych

Table 3. Price transmission models for selected agricultural products

| Produkt / Product | Kraje / Countries | Okres / Period | Stała / Constant | $\Delta P_{p,t-1}$ | $\Delta P_{p,t-2}$ | $\Delta P_{p,t-3}$ | $\Delta P_{s,t}$ | $\Delta P_{s,t-1}$ | $\Delta P_{s,t-2}$ | $\Delta P_{s,t-3}$ | R ² | DW |
|----------------------|---------------------------------|----------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|------|
| Pszenica Wheat | Polska-Niemcy Poland-Germany | 1995-2005 | 0,001 | 0,282 | -0,134 | - | 0,501 | - | 0,383 | - | 0,28 | 2,08 |
| | | 1995-2000 | 0,004 | 0,305 | - | - | 0,404 | - | - | - | 0,21 | 2,02 |
| | | 2001-2005 | -0,007 | 0,294 | -0,237 | -0,237 | 0,531 | -0,346 | 0,521 | 0,516 | 0,47 | 2,08 |
| | Polska-Francja Poland-France | 1995-2005 | 0,001 | -,186 | - | - | 0,182 | 0,518 | 0,285 | - | 0,29 | 2,00 |
| | | 1995-2000 | 0,006 | 0,302 | - | - | 0,444 | 0,390 | - | - | 0,28 | 2,15 |
| | | 2001-2005 | -0,007 | - | - | - | 0,607 | 0,503 | - | - | 0,34 | 1,77 |
| Jęczmień Barley | Polska-Niemcy Poland-Germany | 1995-2005 | 0,002 | 0,296 | -0,134 | - | 0,358 | 0,278 | 0,176 | - | 0,28 | 2,01 |
| | | 1995-2000 | 0,005 | 0,273 | - | - | 0,127 | 0,258 | 0,182 | - | 0,23 | 2,09 |
| | | 2001-2005 | -0,004 | 0,363 | -0,160 | - | 0,914 | - | - | - | 0,44 | 2,12 |
| | Polska-Francja Poland-France | 1995-2005 | 0,016 | 0,325 | -0,119 | - | - | 0,388 | 0,237 | 0,177 | 0,24 | 2,01 |
| | | 1995-2000 | 0,005 | 0,320 | - | - | - | 0,269 | 0,359 | - | 0,22 | 2,07 |
| | | 2001-2005 | -0,006 | 0,377 | -0,196 | - | - | 0,466 | - | - | 0,24 | 2,07 |
| Mleko Milk | Polska-Niemcy Poland-Germany | 1995-2005 | 0,005 | 0,284 | - | - | 0,269 | 0,270 | - | 0,355 | 0,34 | 2,00 |
| | | 1995-2000 | 0,003 | 0,370 | - | 0,199 | - | 0,576 | - | - | 0,42 | 2,01 |
| | | 2001-2005 | 0,006 | 0,242 | - | - | 0,630 | 0,578 | - | - | 0,37 | 1,96 |
| | Polska-Francja Poland-France | 1995-2005 | 0,004 | 0,300 | - | - | - | - | 0,174 | 0,203 | 0,31 | 2,01 |
| | | 1995-2000 | 0,004 | 0,400 | - | - | - | - | 0,239 | - | 0,35 | 2,15 |
| | | 2001-2005 | 0,003 | 0,267 | - | - | - | - | - | 0,464 | 0,29 | 1,90 |

Źródło: obliczenia własne.

reaguje na zmiany cen na rynku niemieckim aniżeli francuskim. Ponadto w większości przypadków skumulowane współczynniki transmisji cen pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem niemieckim były wyższe. Wyjątkiem był jedynie rynek pszenicy. Porównując wyniki uzyskane dla analizowanych podokresów można zaś stwierdzić, że w drugim z podokresów reakcja rynku polskiego na zmiany cen na rynku niemieckim i francuskim była wyraźnie silniejsza. Szczególnie silny wzrost krótkookresowej transmisji cen dotyczył rynku pszenicy. Skumulowane współczynniki transmisji za okres 2001-2005 wskazują na niemal ekwiwalentne, choć rozciągnięte w czasie, reakcje cen na rynku polskim na zmiany cen na rynku niemieckim.

Podsumowanie

W opracowaniu przeprowadzono na kilku przykładach analizę powiązań pomiędzy polskim, francuskim i niemieckim rynkiem produktów rolnych. Choć sama analiza jest wycinkowa, służy ona ilustracji dwóch tendencji. Po pierwsze doszło do wyrównania się ogólnego poziomu cen. Proces ten była szczególnie widoczny w przypadku cen mleka. Po drugie nastąpił wzrost krótkookresowych powiązań pomiędzy cenami na rynku polskim a cenami na rynkach UE. Szczególnie wyraźnie zjawisko to wystąpiło w przypadku cen pszenicy, a więc produktu będącego przedmiotem aktywnego międzynarodowego handlu. Proces dostosowań cen na rynku polskim do cen unijnych nastąpił relatywnie szybko, co wskazuje na wysoką efektywność funkcjonowania rynku polskiego.

Przeprowadzona analiza pozwala na ogólną ocenę powiązań cenowych. Bardziej szczegółowe analizy mogłyby się wiązać m.in. z uwzględnieniem sezonowości w kształtowaniu cen oraz testowaniem asymetrii w procesie ich transmisji.

Literatura

- Baffés J. (1991): Some further evidence on the law of one price: the law of one price still holds. *American Journal of Agricultural Economics*, tom 73, ss. 1264-1273.
- Baulch B. (1997): Testing for market integration. *Journal of Development Studies*, tom 33, nr 4, ss. 512-534.
- Conforti P. (2004): Price transmission in selected agricultural markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers*, 7, ss. 91.
- Granger C. (1986): Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, tom 48, ss. 213-228.
- Johansen S. (1988): Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, ss. 231-254.

Abstract. The purpose of this study is to provide evidence on the relationships between prices of some agricultural products in Poland, Germany and France. The study is based on monthly price series of wheat, barley and milk. Findings show an existence of causal relationships between investigated markets, especially wheat markets. Results for the period 1995-2000 generally tend to show a lower degree of price transmission compared to the period 2001-2005, as might be expected.

Key words: cointegration, agricultural prices