

JERZY REMBEZA

Politechnika Koszalińska

JADWIGA SEREMAK-BULGE

Instytut Ekonomiki Rolnictwa

i Gospodarki Żywnościowej – PIB

Warszawa

INTERAKCJA CEN ZBÓŻ NA RYNKU POLSKIM Z RYNKAMI ZAGRANICZNYMI*

Wstęp

Mechanizm cenowy odgrywa zasadniczą rolę w funkcjonowaniu pojedynczych rynków oraz w procesie tworzenia powiązań pomiędzy rynkami. Powiązania te mogą być rozpatrywane w aspekcie przestrzennym, czasowym oraz w ramach pionowo zintegrowanych kanałów marketingowych. Teoretycznym fundamentem dla modelowania powiązań cenowych jest prawo jednej ceny [11]. Zazwyczaj w procesie dostosowań cen pomiędzy rynkami występują zaburzenia osłabiające siłę wzajemnych reakcji cenowych. Bariery dla przepływu cen mogą być ograniczenia w handlu, koszty transportu, preferencje konsumentów, ryzyko itp. Czynniki te powodują rozszerzenie przedziału cen, w ramach którego mogą one się zachowywać na dwóch rynkach w sposób niezależny. Dlatego analiza powiązań cenowych jest często wykorzystywana w testowaniu integracji rynków [1]. Pozwala również na wzbogacenie oceny skutków reform gospodarczych, np. liberalizacji rynków [5].

Rynki rolne należą do najbardziej regulowanych przez państwo. W związku z tym powiązania cen produktów rolnych pomiędzy poszczególnymi krajami nie zawsze są silne, mimo że przedmiotem międzynarodowego handlu są produkty w znacznym stopniu jednolite. Transmisja cen tych produktów następuje często powoli, jednak ograniczenie barier w międzynarodowym handlu wpływa na przyspieszenie procesów dostosowań cenowych.

Proces akcesji i wejście do UE istotnie wpłynęły na funkcjonowanie rynków rolnych w Polsce. W niniejszym artykule starano się przedstawić, czy i ewentualnie w jakim stopniu procesy te wywarły wpływ na długookresowe i krótkookresowe powiązania cen pomiędzy polskim rynkiem zbóż a rynkami zagranicznymi. Dokładniejsze analizy przeprowadzono na przykładzie cen pszenicy i jęczmienia. Starano się określić, czy na podstawie analizy szeregów czasowych można mówić o istnieniu związków przyczynowych pomiędzy cenami w Polsce a cenami za

* Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2009 jako projekt badawczy.

granica, jaki jest kierunek ewentualnych zależności, a także jak szybko następuje reakcja cen na rynku polskim na egzogeniczne zmiany cen zbóż. W opracowaniu wykorzystano dane o miesięcznych cenach zbóż wg GUS oraz Komisji Europejskiej za lata 1995-2006.

Metoda analizy i materiały źródłowe

W opracowaniu starano się uchwycić krótkookresowe oraz (jeśli takie da się stwierdzić) długookresowe mechanizmy transmisji cen pomiędzy wybranymi rynkami krajowymi. Proces analizy transmisji cen obejmował kolejno następujące procedury:

1. Określenie stopnia integracji badanych zmiennych. Ustalano, czy zmienne te są zintegrowane w stopniu zero ($I\sim 0$), a więc czy są one stacjonarne na swych poziomach, czy też są zintegrowane w stopniu wyższym, np. czy stacjonarne są dopiero ich pierwsze różnice ($I\sim 1$). Wykorzystano w tym celu test ADF.
2. W przypadku stwierdzenia stacjonarności w stopniu jeden ($I\sim 1$) testowano, czy poszczególne pary zmiennych są ze sobą skointegrowane. Jedną z popularnych procedur wykorzystywanych w takiej analizie jest dwustopniowa metoda Engla-Grangera, polegająca na zbudowaniu prostej regresji pomiędzy parami zmiennych i testowaniu, czy reszty z tej regresji kointegrującej są stacjonarne [6, 7, 9]. Słabością tej procedury jest nieuwzględnienie strukturalnych zmian, jakie mogły zajść w trakcie badanego okresu na poszczególnych rynkach. Taką zmianą mogło być wejście Polski do UE. Dlatego w pracy, testując kointegrację pomiędzy parami zmiennych, zastosowano skorygowaną dwustopniową procedurę zaproponowaną przez Gregory'ego i Hansena [10]. Opiera się ona na analizie stacjonarności reszt z następującego równania kointegrującego:

$$P_{H,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 DU(\lambda) + \alpha_3 P_{F,t} + e_t \quad (1)$$

gdzie:

$P_{H,t}$ – ceny na jednym rynku (np. krajowym) w okresie t

$P_{F,t}$ – ceny na drugim rynku (np. zagranicznym) zagranicznym w okresie t

t – zmienna czasowa

DU – zmienna zero-jedynkowa, gdzie $\lambda = 0$ przyjęto dla okresu do lutego 2004 r. a $\lambda = 1$ dla okresu późniejszego

e_t – składnik resztowy

Testowanie stacjonarności reszt przeprowadzono testem ADF.

3. Analiza przyczynowości Grangera (\cdot). Przeprowadzono ją posługując się prostym modelem dla poszczególnych par zmiennych.
4. Skonstruowanie modelu transmisji cen. Wybór konkretnej postaci modelu został uzależniony od wyników testów na integrację oraz kointegrację. Możliwe są trzy sytuacje:
 - zmienne są zintegrowane w stopniu jeden, ale skointegrowane z sobą. Oznacza to istnienie zarówno krótkookresowych, jak i długookresowych mechanizmów powiązań cen pomiędzy rynkami. Dla ich opisania zastosowano model z mechanizmem korekty błędem:

$$\Delta P_{H,t} = \alpha_0 + \alpha_1(L)\Delta P_{H,t-1} + \alpha_2\Delta P_{F,t} + \alpha_3(L)\Delta P_{F,t-1} + \alpha_4ECT_{t-1} + e_t \quad (2)$$

gdzie ECT jest parametrem korekty błędem i opisuje szybkość dostosowania się cen na rynku endogenicznym do długokresowych relacji w reakcji na szok cenowy na rynku egzogenicznym, a L jest operatorem opóźnień. Wartości ECT określono jako reszty z regresji kointegrującej, a liczbę opóźnień zmiennych w modelu przyjęto na podstawie kryterium pojemności informacyjnej Akaike.

W przedstawionej wersji model nie uwzględnia możliwości występowania asymetrycznych reakcji cenowych pomiędzy rynkami. Z reakcjami takimi należy się jednak liczyć [3, 4, 7]. Dlatego dodatkowo uwzględniono model alternatywny:

$$\Delta P_{H,t} = \alpha_0 + \alpha_1(L)\Delta P_{H,t-1} + \alpha_2\Delta P_{F,t} + \alpha_3(L)\Delta P_{F,t-1} + \alpha_4ECT_{t-1}^+ + \alpha_5ECT_{t-1}^- + e_t \quad (3)$$

w którym wyodrębniono dodatnie i ujemne składniki resztowe, traktując je jako oddzielne zmienne:

- zmienne są zintegrowane w stopniu jeden, ale nieskointegrowane z sobą. W tym przypadku trudno mówić o istnieniu długookresowej równowagi pomiędzy rynkami, w modelu transmisji cen pominięto by więc w stosunku do poprzednich modeli zmienne opisujące mechanizm korekty błędem;
- zmienne są zintegrowane w stopniu zero, co oznacza zarazem ich kointegrację. W tym przypadku model transmisji cen opisany byłby równaniem podobnym jak 2 lub 3, ale wartości zmiennych PH oraz PF byłyby na ich poziomie, a nie na poziomie pierwszych różnic.

Z uwagi na możliwość zmian w procesach transmisji cen, poza analizami dla całego okresu styczeń 1995-czerwiec 2006, przeprowadzono je również odrębnie dla dwóch podokresów. Pierwszy obejmował lata 1995-2000, drugi 2001-czerwiec 2006. W opracowaniu analizowano miesięczne ceny skupu pszenicy oraz jęczmienia w Polsce, Niemczech i Francji oraz ceny eksportowe pszenicy amerykańskiej HRW2 loco porty Zatoki Meksykańskiej. Źródłem informacji były dane GUS, Komisji Europejskiej oraz IGC.

Uwarunkowania funkcjonowania rynku zbóż w Polsce i na świecie

Rynek zbóż należy do najważniejszych rynków produktów rolnych w Polsce. Udział zbóż w produkcji globalnej rolnictwa wyniósł w 2005 r. 15,6%, a w produkcji towarowej 11,2%. Sytuacja na rynku zbóż wpływa istotnie na produkcję zwierzęcą, funkcjonowanie przemysłu rolno-spożywczego oraz sytuację konsumentów. Udział sektora zbożowego w produkcji przemysłu rolno-spożywczego wnosil w 2005 r. ponad 13%, a zakup pieczywa i produktów zbożowych w wydatkach konsumentów na żywność prawie 16% [8].

Po roku 1990 następowały w Polsce wyraźne zmiany na rynku zbóż. Wynikały one ze zmian w samej produkcji, w regulacjach rynku zbóż, funkcjonowaniu instytucji rynkowych otoczenia rolnictwa, zmian w otoczeniu rolnictwa, wreszcie zmian

w regulacjach powiązań z rynkami zagranicznymi. Spośród nich należy zwrócić uwagę szczególnie na następujące zjawiska i procesy:

- największe znaczenie w produkcji zbóż w Polsce ma pszenica, na którą przypada około 1/3 zbiorów zbóż, a w dalszej kolejności mieszanki zbożowe, jęczmień i pszenżyto. Przy stabilizacji produkcji zbóż na poziomie około 25 mln ton, zmniejszyły się zbiory żyta, wzrosły zaś przede wszystkim zbiory pszenżyta i kukurydzy. Następuje przy tym proces koncentrowania produkcji w grupie gospodarstw najmniejszych i największych;
- relatywnie niewielka część produkcji, w granicach 35%, ma charakter produkcji towarowej. Udział ten w latach 1995-2005 nieznacznie zwiększył się. Podstawowym zbożem będącym przedmiotem obrotu rynkowego jest pszenica. Produkcję towarową prowadzą przede wszystkim gospodarstwa duże, o powierzchni ponad 20 ha, a wśród nich zwłaszcza gospodarstwa przekształcone z byłych pgr-ów. Ich udział w rynku zbóż szacuje się na około 80%;
- poziom rozwoju instytucjonalnego rynku zbóż jest niski. Do momentu wejścia Polski do UE dominujące miejsce na tym rynku zajmowała Agencja Rynku Rolnego, której zakupy interwencyjne stanowiły w latach 1998-2003 60-70% obrotów rynkowych zbożami. Słabo rozwinięte jest powiązanie producentów z jednostkami skupującymi, np. za pośrednictwem popularnych w wielu krajach kontraktów forward;
- znaczącym zmianom uległ system interwencji na rynku zbóż. W pierwszym okresie polegał on głównie na zakupach po cenach interwencyjnych, często znacznie wyższych niż ceny rynkowe. Po 1998 r. wprowadzono system zakupu z dopłatami, co sprzyjało obniżeniu cen interwencyjnych poniżej cen rynkowych. Po wejściu do UE obowiązują wspólnotowe regulacje rynku zbóż.

Tabela 1

Zbiory, eksport i import zbóż w Polsce (tys. t)

Produkt	1996/97-2000/01			2001/02-2005/06		
	zbiory	eksport	import	zbiory	eksport	import
Zboża ogółem	25131	255	1992	26699	831	964
Pszenica	16539	36	1106	17677	323	664
Jęczmień	3420	14	467	3337	50	365
Żyto	5160	2	171	3910	97	29
Kukurydza	557	9	460	1899	127	260

Zboża należą to tradycyjnych produktów rolnych będących przedmiotem handlu międzynarodowego. W latach 1975-2005 międzynarodowe obroty zbożami wzrosły z 160 mln t do 280 mln t, przy czym ich udział w światowych zbiorach utrzymywał się w granicach około 12-14%. Największe znaczenie w światowym eksporcie ma pszenica, chociaż jej udział w światowym eksporcie zbóż spadł z około 47% w połowie lat 60. do 42% w latach 2005-2006. Kolejne miejsce zajmuje kukurydza, której udział przekracza 30%. Istotne zmiany zaszły w strukturze geograficznej obrotów zbożami. Głównym eksporterem są Stany Zjednoczone, ale ich udział

spadł z ponad 40% w końcu lat 70. do około 33% w latach 2000-2004. Drugie miejsce jako eksporter zajmują kraje UE, ale ich udział obniżył się do 20% w 2004 r. Wzrósł natomiast eksport z krajów azjatyckich oraz Ameryki Południowej.

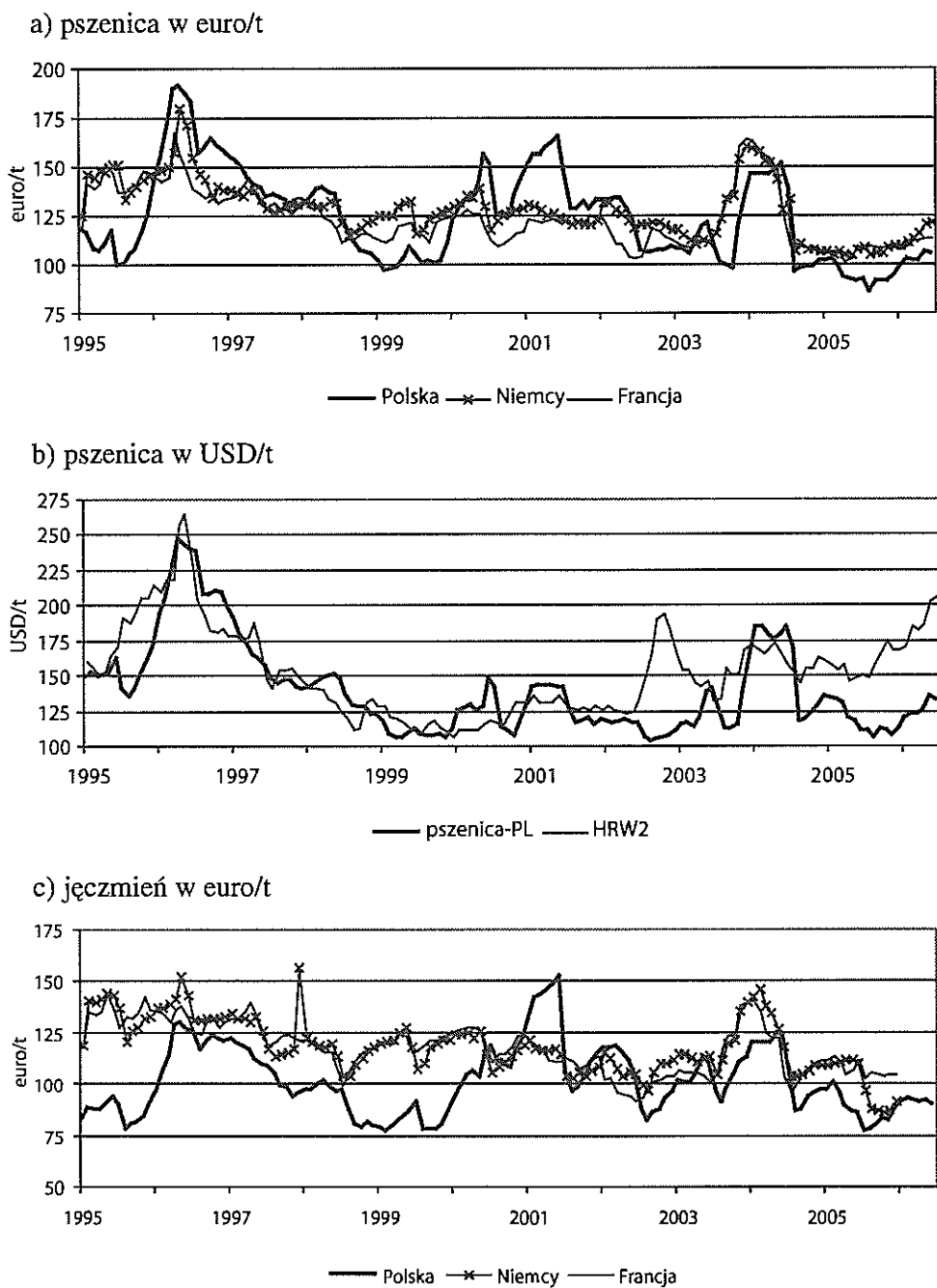
Polska należy do niewielkich uczestników międzynarodowego rynku zbóż, przy czym występuje na nim zazwyczaj jako importer netto. Niezbyt duże jest również znaczenie handlu zagranicznego dla kształtowania się krajowego bilansu zbóż. Import zbóż stanowił średnio około 7-8% krajowych zbiorów, przy czym w stosunku do drugiej połowy lat 90. relacja ta uległa obniżeniu. Na podobnym poziomie kształtuje się w ostatnich latach udział eksportu w produkcji zbóż, przy czym w stosunku do lat 90. uległ on zwiększeniu. Sytuacja w odniesieniu do poszczególnych gatunków zbóż jest zróżnicowana. Większe znaczenie ma handel międzynarodowy w przypadku pszenicy, jęczmienia i kukurydzy, mniejsze w przypadku żyta. Relatywnie mały udział handlu zagranicznego w bilansie krajowym nie musi oznaczać niskiej integracji polskiego rynku zbóż z rynkami zagranicznymi. Precyzyjniej wyjaśnić może to analiza powiązań cenowych pomiędzy rynkiem polskim a rynkami zagranicznymi. Należy przy tym zwrócić uwagę, że eksport i import zbóż podlega dużym wahaniom pomiędzy poszczególnymi latami, co w dużym stopniu wynika ze zmienności plonów, zbiorów, a w konsekwencji i cen zbóż w Polsce.

Charakterystyka powiązań cenowych

Ceny zbóż w Polsce, po szoku ustrojowym z przełomu lat 80. i 90., szybko osiągnęły poziom zbliżony do obserwowanego na innych rynkach. Od roku 1996 średnie ceny pszenicy kształtowały się podobnie jak w Niemczech i Francji (rys. 1). Wolniej proces wyrównywania cen następował w przypadku jęczmienia. Dopiero od 2001 roku ceny w Polsce zbliżyły się do cen w Niemczech i Francji.

Nieco inaczej kształtowały się relacje cen pszenicy pomiędzy rynkiem polskim a amerykańskim. Do 2002 r. ceny na obu rynkach wykazywały ten sam poziom i podobne tendencje zmian. W późniejszym okresie nastąpiło rozluźnienie relacji cenowych, przy czym ceny na rynku amerykańskim wykazywały większą dynamikę wzrostu.

Analiza wykresów cenowych pozwala na opisanie ogólnych tendencji, nie daje jednak możliwości przedstawienia reakcji cenowych pomiędzy badanymi rynkami. Dla ich opisania wykorzystano przedstawione wcześniej procedury ekonometryczne. Zgodnie z przyjętą metodyką, procedurę analizy mechanizmów transmisji cen rozpoczęto od testowania stopnia integracji zmiennych oraz kointegracji pomiędzy cenami w Polsce a wybranymi rynkami zagranicznymi. Wyniki testów ADF wskazują, że mamy do czynienia ze zmiennymi zintegrowanymi w stopniu jeden (tab. 2). Stacjonarne były więc ich pierwsze różnice. Wyniki analizy kointegracyjnej wskazują natomiast na istnienie długookresowych związków pomiędzy cenami zbóż w Polsce a cenami na analizowanych rynkach zagranicznych. Zmienna zerojedynkowa, wprowadzona do modelu testowania kointegracji, okazała się być wysoce istotna, co wzmacnia hipotezę, że przystąpienie Polski do UE wywarło wpływ na procesy transmisji zbóż pomiędzy rynkiem polskim a rynkami zagranicznymi.



Rys. 1. Ceny zbóż na wybranych rynkach.

Tabela 2

Stopień integracji badanych zmiennych – wyniki testu ADF

Zmienna	Model bez zmiennych determi- nistycznych		Model ze stałą	
	I~(0)	I~(1)	I~(0)	I~(1)
Pszenica Polska	-0,2078	-8,3077 ^b	-2,8160	-8,2779 ^b
Pszenica Niemcy	-0,1122	-11,2286 ^b	-2,2752	-11,1950 ^b
Pszenica Francja	-0,5368	-9,5036 ^b	-2,8874 ^a	-9,4801 ^b
Pszenica USA	-0,2743	-8,7640 ^b	-1,8283	-8,7420 ^b
Jęczmień Polska	-0,1359	-8,1441 ^b	-3,4304 ^a	-8,1131 ^b
Jęczmień Niemcy	-0,2236	-11,5314 ^b	-2,9064 ^a	-11,4991 ^b
Jęczmień Francja	-0,7110	-10,1600 ^b	-2,6121	-10,1539 ^b

^a Poziom istotności 0,05.

^b Poziom istotności 0,0001.

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki przedstawionych testów na integrację i kointegrację przemawiają za przyjęciem w dalszej analizie modelu transmisji opartego na pierwszych różnicach cen, uwzględniającego mechanizm korekty błędem. Przeprowadzone pomiędzy parami zmiennych testy na przyczynowość Grangera sugerują, że dominuje kierunek przepływu od impulsów cenowych od rynków zagranicznych w kierunku rynku polskiego, potwierdzając założenia teoretyczne. Polski rynek zbóż jest w relacji do porównywanych rynków nieduży, a Polska występuje na tym rynku zazwyczaj jako importer netto. Należało więc oczekiwać, że na rynku międzynarodowym Polska jest biorcą cenowym. W dalszej części pracy przedstawiono zatem modele transmisji pomiędzy poszczególnymi parami rynków, w których to modelach ceny na rynku polskim (dokładniej ich pierwsze różnice) były traktowane jako zmienna endogeniczna, a ceny na rynku zagranicznym jako zmienna egzogeniczna.

Tabela 3

Kointegracja pomiędzy badanymi rynkami – test ADF na stacjonarność reszt z modelu (1)

Rynki	Model bez stałej	Model ze stałą
I. Pszenica		
Polska – Niemcy	-3,0582 ^a	-3,5479 ^b
Polska – Francja	-3,0507 ^a	-3,5421 ^b
Polska – USA	-3,4669 ^c	-3,4572 ^b
II. Jęczmień		
Polska – Niemcy	-3,4113 ^c	-3,3995 ^a
Polska – Francja	-3,7487 ^c	-3,7351 ^b

^a Poziom istotności 0,05.

^b Poziom istotności 0,01.

^c Poziom istotności 0,001.

Źródło: Obliczenia własne.

Ceny zbóż w Polsce a ceny za granicą – wyniki testu na przyczynowość Grangera

Produkt	Rynki	Test F	Poziom p	Dominujący kierunek zależności
Pszenica	Polska ⇒ Niemcy	0,2952	0,9148	Niemcy ⇒ Polska
	Niemcy ⇒ Polska	3,3891	0,0067	
Pszenica	Polska ⇒ Francja	0,3670	0,8704	Francja ⇒ Polska
	Francja ⇒ Polska	6,7478	0,0000	
Pszenica	Polska ⇒ USA	0,7137	0,5841	USA ⇒ Polska
	USA ⇒ Polska	2,4718	0,0479	
Jęczmień	Polska ⇒ Niemcy	2,6509	0,1059	Niemcy ⇒ Polska
	Niemcy ⇒ Polska	6,0540	0,0152	
Jęczmień	Polska ⇒ Francja	2,3256	0,1017	Francja ⇒ Polska
	Francja ⇒ Polska	5,6633	0,0044	

Źródło: Obliczenia własne

Parametry modeli opisujących przepływ impulsów cenowych od rynków zagranicznych do rynku polskiego zawiera tabela 5. W analizie uzyskanych wyników szczególnie interesujące wydają się następujące kwestie: czy istnieją różnice pomiędzy poszczególnymi zbożami w procesie powiązań cenowych; czy rynek polski odmiennie reagował na zmiany cen na poszczególnych, objętych analizą rynkach zagranicznych; czy w trakcie analizowanego okresu nastąpiły zmiany w reakcji rynku polskiego na zmiany cen na rynkach zagranicznych; czy wreszcie reakcje polskiego rynku były takie same w przypadku wzrostu i spadku cen na rynkach zagranicznych.

Wyniki uzyskane dla całego okresu 1995-2006 wskazują, że ceny pszenicy i jęczmienia w Polsce były w podobny sposób powiązane z cenami tych zbóż na rynkach zagranicznych. Co prawda ceny pszenicy w Polsce wykazywały nieco silniejszą reakcję na zmiany cen w Niemczech i Francji niż ceny jęczmienia, jednak tempo dochodzenia cen pszenicy i jęczmienia do równowagi długookresowej po wystąpieniu egzogenicznych szoków cenowych było podobne. Uzyskane wyniki mogą stanowić pewną niespodziankę, ponieważ rynek pszenicy ma zdecydowany bardziej globalny charakter niż rynek jęczmienia. Można więc było oczekiwać większej wrażliwości krajowych cen pszenicy na zmiany cen za granicą. Trzeba jednak zwrócić uwagę, że udział obrotów międzynarodowych w relacji do krajowych zbiorów jest w Polsce w przypadku pszenicy i jęczmienia zbliżony, co mogło by tłumaczyć podobne wrażliwości cen. W tym kontekście interesujące mogłoby być porównanie wymienionych rynków z rynkiem żyta, na którym znaczenie obrotów międzynarodowych jest znacznie mniejsze. Nie jest jednak oczywiste, że warunkiem silnych powiązań cenowych jest intensywna, mierzona relacją obrotów międzynarodowych do rozmiarów krajowego rynku, wymiana handlowa. Ceny mogą być przenoszone efektywnie dzięki samej możliwości przeprowadzania transakcji arbitrażowych, a nie ich fizycznej realizacji. W tym mechanizmie większe znaczenie może mieć przepływ informacji, transparentność rynków, poziom logistyki itp.

Tabela 5
Transmisja cen skupu zbóż pomiędzy rynkami zagranicznymi a rynkiem polskim – parametry modeli z asymetrią

Kraj	Okres	Stała	$\Delta P_{P,t-1}$	$\Delta P_{P,t-2}$	$\Delta P_{P,t-3}$	$\Delta P_{Z,t}$	$\Delta P_{Z,t-1}$	$\Delta P_{Z,t-2}$	$\Delta P_{Z,t-3}$	$\Delta P_{P,t-4}$	ECT ⁺	ECT ⁻	R ²	DW
Pszonica														
Niemcy	1995-2006	0,1022	0,2813 ^d	-	-	0,4932 ^d	-	0,2107 ^a	-	-	0,0402	-0,1993	0,34	1,95
	1995-2000	0,0292 ^b	0,4024 ^d	-	-	-	-	-	0,2546	0,1412	0,0565	-0,35494	0,33	1,94
	2001-2006	-0,0184	0,4558 ^d	-	-	0,6227 ^d	0,6847 ^c	-	-	-	0,0777	-0,41614	0,56	1,91
Francja	1995-2006	0,0068	0,2265 ^c	-	-	-	0,4626 ^d	0,1622	-	-	0,1379 ^b	-0,0049	0,32	2,04
	1995-2000	0,0163	0,2782 ^b	0,1241	-	0,4265 ^b	0,3041	-	-	-	0,1622 ^a	-0,0049	0,34	2,08
	2001-2006	0,0003	-	-	-	-	0,4570 ^b	0,45892	-	-	0,1489 ^a	-0,0612	0,39	1,71
USA	1995-2006	0,0092	0,3705 ^d	-	-	0,1275	-	-	-	-	0,1961 ^c	-0,0533	0,24	1,92
	1995-2000	0,0036	0,4040 ^d	-	0,1583	-	-	-	0,2601 ^b	-	0,2596 ^b	-0,24992	0,33	1,99
	2001-2006	0,0044	0,4043 ^d	-	-	-	-	-	-	-	0,1553 ^a	-0,2049	0,25	1,92
Jęczmień														
Niemcy	1995-2006	0,0068	0,3285 ^d	-	-	0,2168 ^c	0,1308	-	-	-	0,1620 ^b	-0,0594	0,29	1,94
	1995-2000	0,0073	0,3063 ^b	-	-	0,1119	0,2210 ^b	0,1291	-	-	0,0725	-0,0332	0,24	2,09
	2001-2006	0,0033	0,3210 ^c	-	-	0,6269 ^d	-	-	-	-	0,1693 ^a	-0,1751	0,42	1,91
Francja	1995-2006	0,0062	0,3580 ^d	-	-	-	0,2699 ^b	0,1511	-	-	0,1413 ^b	-0,0590	0,27	1,98
	1995-2000	0,0017	0,3629 ^c	-	-	-	0,2543	0,2543	-	-	0,0250	-0,0669	0,22	2,10
	2001-2006	0,0092	0,4238 ^d	0,1916	-	-	-	-	-	0,2800	0,2594 ^c	-0,0418	0,36	2,04

a,b,c,d Istotne na poziomie odpowiednio : 0,1; 0,05; 0,01; 0,001.

Źródło: Obliczenia własne.

Porównanie wyników za poszczególne podokresy wskazuje na wyraźne zmiany w mechanizmie powiązań cen zbóż w Polsce z cenami na rynkach zagranicznych. Zmiany te nie miały jednak takiego samego charakteru w przypadku relacji z poszczególnymi rynkami krajowymi. Wyraźnie wzrosła, zarówno w krótkookresowym jak i długookresowym wymiarze, siła reakcji cen pszenicy i jęczmienia w Polsce na zmiany cen zbóż w Niemczech. W pierwszym z podokresów reakcje o charakterze krótkookresowym były na rynku słabo zaznaczone, a ujawniały się głównie reakcje o charakterze długookresowym. W drugim z podokresów zdecydowanie wzrosła siła reakcji krótkookresowych, które też zaczęły się ujawniać znacznie szybciej. Podobny charakter miały zmiany reakcji na ceny jęczmienia we Francji. Reakcja cen pszenicy na zmiany cen na rynku francuskim nie uległa istotnym zmianom. Osłabieniu uległa natomiast siła i szybkość reakcji cen pszenicy w Polsce na zmiany cen na rynku amerykańskim.

Zmiany, jakie zaszły w procesach transmisji cen, można tłumaczyć zmianami w uwarunkowaniach funkcjonowania rynków rolnych. Do końca lat 90. regulacje polskie i unijne dotyczące rynku zbóż znacząco się różniły, a bariery we wzajemnym handlu były wysokie. Ceny na rynku krajowym były w większym stopniu kształtowane przez ceny na rynku międzynarodowym, które lepiej były wyrażane przez eksportowe ceny z USA niż ceny wewnętrzne w krajach UE. Dostosowanie regulacji rynku zbóż w Polsce do zasad obowiązujących w UE oraz integracja gospodarcza z krajami UE spowodowały więc wzrost integracji polskiego rynku zbóż z rynkiem unijnym, a pewne osłabienie z rynkiem światowym, i znalazło to swój wyraz w sile powiązań cenowych. Należy przy tym zwrócić uwagę, że wyraźny wzrost poziomu integracji cenowej rynku polskiego z rynkami analizowanych krajów UE, zwłaszcza Niemiec, nastąpił pomimo braku zwiększenia handlu międzynarodowego zbożami. Przykład ten wskazuje, że analiza powiązań rynków za pośrednictwem cen lepiej opisuje siłę ich integracji niż proste miary oparte na poziomie handlu.

Uzyskane wyniki wskazują na niezbyt wyraźnie zaznaczoną skłonność do asymetrycznych reakcji cenowych na rynku polskim na zmiany cen na rynkach zagranicznych. Najsilniejszą asymetrię stwierdzono w reakcji cen pszenicy w Polsce na zmiany w Niemczech. Ceny na rynku polskim zdecydowanie silniej reagowały na wzrosty cen na rynku niemieckim niż na ich spadki. W przypadku jęczmienia asymetria, ale jedynie w drugim z analizowanych podokresów, zaznaczała się w przypadku reakcji na zmiany cen we Francji, przy czym jej charakter był odwrotny niż pszenicy. Ceny w Polsce znacznie silniej reagowały na spadki cen we Francji niż na ich wzrosty. Różnice w specyfice reakcji być może wynikają z innych uwarunkowań funkcjonowania rynku pszenicy i jęczmienia. W przypadku pszenicy Polska, zwłaszcza w drugim podokresie, eksportowała znaczne jej ilości. Eksport ten reagował na wzrosty cen za granicą, ciągnąc w górę ceny w Polsce. W przypadku spadku cen na rynkach zagranicznych eksport malał, ograniczając spadek cen. Na rynku jęczmienia Polska jest głównie importerem i spadek cen za granicą stanowi silny impuls do wzrostu ich importu i obniżenia cen w kraju. Wzrost cen na rynkach zagranicznych powodował natomiast głównie spadek importu. Taka interpretacja różnic w specyfice asymetrii jest jednak jedynie hipotezą, której potwierdzenie wymagałoby bardziej szczegółowych analiz rynku zbóż.

Podsumowanie

Rynek zbóż w Polsce w ciągu ostatnich kilkunastu lat przeszedł istotne zmiany, choć nie były one tak duże, jak np. rynek mleka. Zmiany te znalazły odzwierciedlenie w powiązaniach cen w Polsce z cenami na rynkach zagranicznych. Urynkowanie gospodarki spowodowało, że ceny zbóż w Polsce, zwłaszcza pszenicy, stosunkowo szybko zbliżyły się do cen na rynkach zagranicznych. Krótkookresowe reakcje cen zbóż na rynku polskim na zmiany cen na rynkach zagranicznych w drugiej połowie lat 90. były jednak stosunkowo powolne. Po roku 2000 szybkość tych reakcji na zmiany cen na najważniejszych rynkach UE uległa zwiększeniu, spadła jednak siła powiązań z cenami na rynku amerykańskim. Wystąpiła przy tym tendencja do asymetrycznych reakcji, której charakter zależał od specyfiki funkcjonowania poszczególnych rynków zbóż. Przeprowadzona analiza wskazuje, że obserwując ceny, można dokonywać bardziej pogłębionych ocen procesów integracji niż w przypadku analiz ograniczających się jedynie do opisanie zmian w poziomie handlu.

Literatura:

1. Barrett C.B., Li J.R.: Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 84, 2002.
2. Conforti P.: Price transmission in selected agricultural markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers*, 7, 2004.
3. von Cramon-Taubadel S.: Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1998.
4. von Cramon-Taubadel S., Loy J.P.: Price asymmetry in the international wheat market: comment. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44, 1997.
5. Dercon S.: On market integration and liberalization: method an application to Ethiopia. *Journal of Development Studies*, vol. 32, nr 1, 1995.
6. Dickey D.A., Fuller W.A.: Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 1979.
7. Enders W., Granger C.W.J.: Unit-root test and asymmetric adjustment with an example of the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 1998.
8. Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen (red. J. Seremak-Bulge), IERiGŻ-PIB, Warszawa 2006.
9. Granger C.W.J., Lee T.-H.: Investigation of production, sales and inventory relationship using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1989.
10. Gregory A.W., Hansen B.E.: Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 1996.
11. Takayama T., Judge G.: *Spatial and temporal price and allocation models*. Nort-Holland Publishing Co., Amsterdam 1971.