

MONIKA KRAWIEC

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Warszawa

BADANIE PRZYCZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA NA RYNKU ZBÓŻ W POLSCE W LATACH 2007-2011

Wstęp

W ciągu ostatnich kilku lat można było obserwować w Polsce intensywny rozwój badań z zakresu ekonometrii finansowej. Za oficjalny początek tej dziedziny przyjmuje się rok 1982. Wówczas ukazał się artykuł Roberta Engle'a [5], przedstawiający model ARCH (*autoregressive conditional heteroscedasticity*). W ten sposób zostały zapoczątkowane badania, które zaowocowały rozwojem różnych obszarów, wpisujących się jednak w nurt ekonometrii finansowej. Oprócz stworzenia typowych modeli ekonometrii finansowej, takich jak model GARCH – *generalized autoregressive conditional heteroscedasticity* (Bollerslev [1]), ARCH-in-mean (Engle, Lillien, Robins [8]), wielowymiarowy model MGARCH (Bollerslev, Engle, Wooldridge [2]), model czynnikowy ARCH (Engle, Ng, Rothschild [9]), model ACD – *autoregressive conditional duration* dla danych wysokiej częstotliwości (Engle, Russel [10]), model DCC – *dynamic conditional correlation* do estymacji zmieniającego się współczynnika korelacji między dwoma szeregami czasowymi (Engle [6]) czy model stochastycznej zmienności (Taylor [27]), prowadzone były również prace z zakresu analizy kointegracyjnej (Engle, Granger [7], Johansen [19, 20]). Ukoronowaniem wieloletnich badań było przyznanie w 2003 roku nagrody Nobla Robertowi Engle'owi za metody analizowania ekonomicznych szeregów czasowych, charakteryzujących się zmieniającą się w czasie zmiennością (ARCH) oraz Clive'owi Grangerowi za metody analizowania ekonomicznych szeregów czasowych, charakteryzujących się wspólnymi trendami – metody kointegracji [18].

Według Osińskiej [22], przedmiotem ekonometrii finansowej są procesy finansowe, które charakteryzują się wysoką częstotliwością obserwacji, często niestacjonarnością, wrażliwością na różne informacje oraz trudnościami w przewidywaniu zmian. Zagadnienia te wymagają specjalnych metod analizy i przewidywania przyszłych wartości. Według niej, ekonometria finansowa daje narzędzia przewidywania procesów finansowych w przyszłości z określonym prawdopodobieństwem, pozwala ustalać wpływ czynników ekonomicznych na poszczegól-

ne procesy oraz weryfikować większość hipotez ekonomicznych i finansowych. Uzyskane wyniki analiz ekonometrycznych można wykorzystać do redukcji ryzyka inwestycyjnego, a także w konstrukcji nowych narzędzi i instrumentów finansowych. Jajuga [18] wskazuje następujące zastosowania ekonometrii finansowej: jest to analiza poziomu i zmienności finansowych szeregów czasowych, przede wszystkim cen akcji, kursów walutowych, stóp procentowych, cen towarów. Otrzymane wyniki znajdują konkretne zastosowania w zagadnieniach finansowych, takich jak: wycena instrumentów finansowych i innych rodzajów aktywów, analiza ryzyka rynkowego i ryzyka kredytowego, zarządzanie portfelem inwestycji, analiza struktury terminowej stóp procentowych.

W związku z tym, że w ostatnich latach rynki towarowe ze względu na motywy i strategie ich uczestników coraz bardziej upodobniają się do rynków finansowych, wiele narzędzi matematyki, ekonometrii i inżynierii finansowej stosowanych jest właśnie na rynkach towarowych. Również w Polsce od kilku lat pojawiają się prace wykorzystujące metody ekonometrii finansowej do analizy rynku towarowego, w tym rynku rolnego. Ciekawym obszarem, którego badanie stało się w ostatnich latach popularne, jest analiza związków przyczynowych na rynkach rolnych. Zajmował się tym zagadnieniem m.in. Figiel [11], który badał przyczynowość w sensie Grangera interwencyjnych cen skupu pszenicy i żyta oraz ich rynkowych cen skupu, przyczynowość w sensie Grangera w odniesieniu do krajowych cen żyta i pszenicy w poszczególnych rejonach Polski oraz przyczynowość w sensie Grangera w odniesieniu do krajowych i wybranych światowych miesięcznych cen pszenicy. Dudek [4] zajęła się analizą związków przyczynowych między cenami zbóż paszowych a cenami żywca wieprzowego. Rembeza [25], badając powiązania między cenami produktów rolnych w Polsce i krajach Unii Europejskiej, wykonał testy przyczynowości cen pszenicy dla rynku polskiego, francuskiego i amerykańskiego oraz cen żywca wieprzowego z rynku polskiego, duńskiego i holenderskiego. Gędek [12] zajmował się badaniem powiązań między cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej i wykorzystał test Grangera do badania przyczynowości dla cen półtuszy wieprzowych w Polsce, Niemczech i Francji. Rembeza i Chotkowski [24] badali powiązania cen pomiędzy małymi rynkami na przykładzie rynku ziemniaka. Rembeza [26] przedstawił również wyniki testu przyczynowości Grangera dla cen zbóż w Polsce i Niemczech, Francji i USA, dla cen trzody w Polsce, Danii i Holandii, dla cen pszenicy i trzody chlewnej oraz drobiu, a także żyta i trzody chlewnej. W tej samej pracy wykorzystał analizę przyczynowości Grangera w celu określenia kierunku przepływu impulsów cenowych dla cen surowców i przetworów, takich jak: mięso oraz schab i szynka, pszenica i mąka pszenna oraz otręby pszenne, żyto i mąka żytnia oraz otręby żytnie. Gędek [13] zajmował się badaniem przyczynowości w sensie Grangera cen pszenicy, prosiąt i żywca wieprzowego na lokalnym rynku okolic Ryk. Tłuczak [28] badała wpływ cen skupu żywca na ceny detaliczne mięsa i wykorzystała test Grangera do identyfikacji związków przyczynowych między cenami w skupie a cenami detalicznymi mięsa wołowego i wieprzo-

wego z kością i bez kości, kurcząt patroszonych oraz bydła, trzody chlewnej i drobiu w skupie. Natomiast Hamulczuk i Klimkowski [17] badali powiązania między cenami ropy i cenami pszenicy w Polsce. Celem niniejszej pracy jest analiza przyczynowości w sensie Grangera w odniesieniu do cen na rynku zbóż w Polsce w latach 2007-2011.

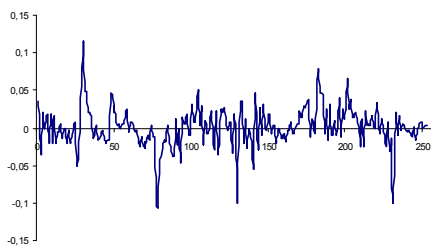
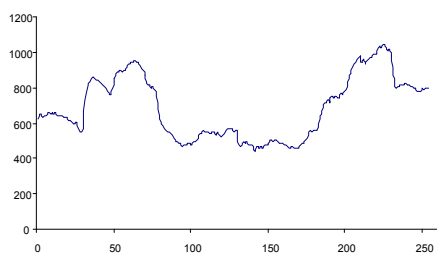
Materiał empiryczny i metoda badania

Wykorzystane w badaniach dane empiryczne obejmują okres od stycznia 2007 do grudnia 2011 roku. Są to średnie tygodniowe nominalne ceny pszenicy konsumpcyjnej i paszowej, kukurydzy paszowej i jęczmienia paszowego w Polsce, wyrażone w złotych za tonę. Te dane zgromadzono w ramach Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej i udostępniono na stronie internetowej Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi (www.minrol.gov.pl).

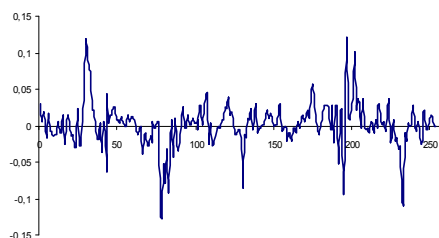
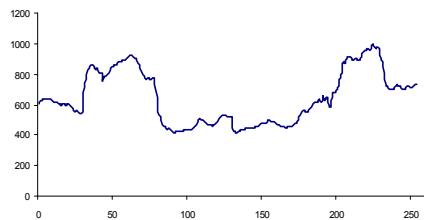
W pierwszym etapie badań, na bazie cen poszczególnych zbóż, wyznaczono ich logarytmiczne przyrosty: $r_t = \ln(P_t / P_{t-1})$, gdzie P_t oznacza cenę w chwili t , a P_{t-1} to cena towaru w okresie poprzednim. Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się cen analizowanych zbóż i ich logarytmicznych przyrostów, na podstawie których zostały wyznaczone wybrane statystyki opisowe oraz współczynniki korelacji liniowej. Następnie przeprowadzono badanie normalności rozkładu. Normalność rozkładu cen lub stóp zwrotu można weryfikować za pomocą wielu testów, np. chi-kwadrat, Shapiro-Wilka, Lilieforsa, Jarque'a-Bery czy Kołmogorowa-Smirnowa. W pracy wykorzystano testy Shapiro-Wilka i Jarque'a-Bery.

W kolejnym kroku weryfikowano stacjonarność¹ badanych szeregów czasowych, wykorzystując rozszerzoną wersję testu Dickeya-Fullera – test ADF (*augmented Dickey-Fuller test*). Ostatnim etapem było badanie przyczynowości w sensie Grangera. Według tej koncepcji, zmienna X jest przyczyną zmiennej Y , jeśli bieżące wartości Y można prognozować z większą dokładnością, wykorzystując przeszłe wartości X niż bez nich (przy niezminionej pozostałej informacji), a więc, gdy współczynniki przy opóźnionych zmiennych X są statystycznie istotne. Jednak jeżeli nawet wszystkie parametry dla jakiejś zmiennej z rozłożonymi opóźnieniami są nieistotne (każdy z osobna), to nie oznacza, że nie będą istotne w sposób łączny.

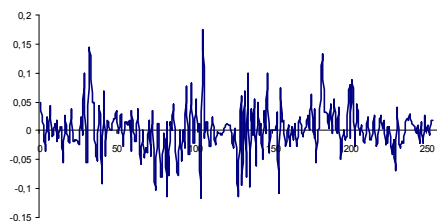
¹ W teście przyczynowości Grangera wymagana jest stacjonarność zmiennych [16].



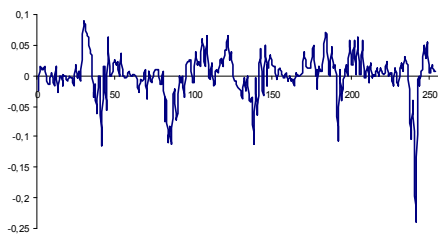
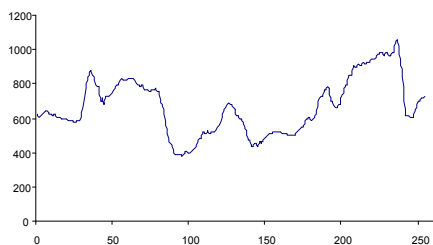
a



b



c



d

Rys. 1. Kształtowanie się cen analizowanych zbóż i ich logarytmicznych przyrostów^a w latach 2007-2011: pszenicy konsumpcyjnej (a), pszenicy paszowej (b), jęczmienia paszowego (c) i kukurydzy paszowej (d).

^a Uwaga: lewy panel odnosi się do cen, prawy – do logarytmicznych przyrostów.

Źródło: Opracowanie własne.

Test Grangera polega na porównaniu modelu z pełną informacją:

$$y_t = \sum_{k=1}^m \lambda_k d_k + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

z modelem z restrykcjami:

$$y_t = \sum_{k=1}^m \lambda_k d_k + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie:

$\lambda_k, \alpha_i, \beta_j$ – parametry modelu,

y_t – wartość zmiennej w okresie t ,

ε_t – składnik losowy,

d_k – zmienne deterministyczne.

Jeśli $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$, to X nie jest przyczyną Y w sensie Grangera. Do weryfikacji tej hipotezy można wykorzystać test Grangera ze statystyką Walda²:

$$W = \frac{SSE^* - SSE}{SSE} \cdot T, \quad (3)$$

gdzie:

SSE^* – suma kwadratów reszt dla modelu z restrykcjami postaci (2),

SSE – suma kwadratów reszt dla modelu bez restrykcji postaci (1),

T – liczebność próby.

Statystyka Walda ma rozkład χ^2 o q stopniach swobody i może być stosowana dla dużych prób.

W sytuacji, gdy zmienna X jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej Y oraz zmienna Y jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej X , występuje przypadek przyczynowości wzajemnej.

Wyniki badań

Na podstawie 255 notowań cen analizowanych zbóż oszacowano ich logarytmiczne przyrosty, które wykorzystano do wyznaczenia podstawowych statystyk opisowych, podanych w tabeli 1. Są to: zaobserwowana wartość najmniejsza i największa, rozstęp, średnia, mediana, odchylenie standardowe, współczynniki asymetrii (skośność) i koncentracji (kurtoza). Można zauważyć, że wszystkie rozpatrywane szeregi czasowe charakteryzowały się wysoką kurtozą. W trzech przypadkach mamy do czynienia z asymetrią lewostronną (tyko jęczmień paszowy charakteryzuje się asymetrią prawostronną). Dla pszenicy konsumpcyjnej i jęczmienia paszowego wartości współczynników asymetrii mieszczą się w granicach wymaganych dla rozkładu normalnego. Wartości

² Opis procedur testowania przyczynowości w sensie Grangera można znaleźć m.in. w pracach: Charemza, Deadman [3], Greene [14], Maddala [21], Ramanathan [23], Gruszczyński, Kluza, Winek [15], Gujarati [16], Osińska [22], Witkowska, Matuszewska, Kompa [29].

współczynników korelacji liniowej Pearsona zestawiono w tabeli 2. Wszystkie różniły się istotnie od zera na poziomie istotności 0,05. Najsilniejszą dodatnią korelację otrzymano dla pary: pszenica konsumpcyjna – pszenica paszowa, najslabszą – dla pary: jęczmień paszowy – kukurydza paszowa.

Tabela 1

Statystyki opisowe logarytmicznych przyrostów cen analizowanych zbóż

Miara	Zboże			
	Pszenica kons.	Pszenica pasz.	Jęczmień pasz.	Kukurydza pasz.
Minimum	-0,1064	-0,1288	-0,1144	-0,2374
Maksimum	0,1145	0,1211	0,1709	0,0898
Rozstęp	0,2209	0,2499	0,2853	0,3272
Średnia	0,0010	0,0008	0,0014	0,0006
Mediana	0,0000	0,0020	0,0008	0,0016
Odchylenie stand.	0,0271	0,0305	0,0414	0,0357
Asymetria	-1,0582	-2,7146	1,9047	-11,8213
Kurtoza	12,6313	16,4959	6,9196	29,5182

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 2

Macierz współczynników korelacji logarytmicznych przyrostów cen rozpatrywanych zbóż

Zboże	Pszenica kons.	Pszenica pasz.	Jęczmień pasz.	Kukurydza pasz.
Pszenica kons.	1			
Pszenica pasz.	0,7107	1		
Jęczmień pasz.	0,2943	0,3016	1	
Kukurydza pasz.	0,3996	0,3884	0,2546	1

Źródło: Obliczenia własne.

W kolejnym kroku za pomocą testów Shapiro-Wilka i Jarque'a-Bery weryfikowano hipotezy dotyczące normalności rozkładu logarytmicznych przyrostów cen wszystkich analizowanych zbóż. Otrzymane wyniki zestawiono w tabeli 3, gdzie, oprócz wartości statystyk, w nawiasach podano wartości prawdopodobieństwa określanego jako krytyczny poziom istotności. We wszystkich przypadkach z prawdopodobieństwem 95% odrzucamy hipotezę zerową, mówiącą, że rozpatrywane szeregi czasowe mogą być opisane rozkładem normalnym.

Wyniki badania stacjonarności rozpatrywanych szeregów czasowych z wykorzystaniem rozszerzonego testu Dickeya-Fullera z wyrazem wolnym i trendem (wartości statystyki tau i wartości-p) zamieszczono w tabeli 4. Na ich podstawie stwierdzono stacjonarność analizowanych szeregów czasowych.

Tabela 3

Wyniki weryfikacji normalności rozkładu logarytmicznych przyrostów cen rozpatrywanych zbóż

Zboże	Statystyka	
	Shapiro-Wilka	Jarque'a-Bery
Pszenica konsumpcyjna	0,938 (0,000)	152,581 (0,000)
Pszenica paszowa	0,883 (0,000)	266,376 (0,000)
Jęczmień paszowy	0,961 (0,000)	48,577 (0,000)
Kukurydza paszowa	0,854 (0,000)	971,212 (0,000)

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 4

Wyniki testu ADF dla logarytmicznych przyrostów cen rozpatrywanych zbóż

Wyszczególnienie	Zboże			
	Pszenica kons.	Pszenica pasz.	Jęczmień pasz.	Kukurydza pasz.
statystyka tau	-7,935	-5,618	-5,320	-6,072
wartość-p	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Źródło: Obliczenia własne.

Ostatnim etapem badań była weryfikacja przyczynowości w sensie Grangera. Dla poszczególnych zbóż sformułowano i weryfikowano następującą hipotezę zerową:

H_0 : zmiany cen zboża X nie są przyczyną w sensie Grangera zmian cen zboża Y.

Ze względu na fakt, iż test Grangera jest wrażliwy na liczbę opóźnień, która może wpływać na kierunek przyczynowości [16], testowano opóźnienia rzędu 1-4. Otrzymane wartości sprawdzianu w postaci statystyki Walda podano w tabeli 5, gdzie strzałki wskazują kierunek zależności, a pogrubiona czcionka oznacza występowanie przyczynowości w sensie Grangera na poziomie istotności 0,05. Można zauważyć, że liczba opóźnień wpływa na wyniki testu.

Tabela 5

**Wyniki weryfikacji hipotez o braku przyczynowości w sensie Grangera
dla rozpatrywanych zbóż**

Relacja cen	Rząd opóźnienia			
	1	2	3	4
Pszenica kons. → Pszenica pasz.	29,00	33,85	30,90	36,72
Pszenica pasz. → Pszenica kons.	4,39	2,26	7,71	15,00
Pszenica kons. → Jęczmień pasz.	37,30	41,55	46,18	44,12
Jęczmień pasz. → Pszenica kons.	2,21	0,73	9,76	30,62
Pszenica kons. → Kukurydza pasz.	6,33	4,39	3,52	6,22
Kukurydza pasz. → Pszenica kons.	0,13	4,57	2,62	6,32
Pszenica pasz. → Jęczmień pasz.	32,53	41,35	52,88	50,51
Jęczmień pasz. → Pszenica pasz.	0,99	0,17	3,46	9,14
Pszenica pasz. → Kukurydza pasz.	8,01	6,86	6,73	7,35
Kukurydza pasz. → Pszenica pasz.	0,94	3,59	2,61	3,85
Jęczmień pasz. → Kukurydza pasz.	0,11	0,61	1,82	3,42
Kukurydza pasz. → Jęczmień pasz.	1,41	8,99	8,58	8,03

Źródło: Obliczenia własne.

Szczegółowa analiza otrzymanych wyników pozwala na sformułowanie następujących wniosków:

- zmiany cen pszenicy konsumpcyjnej są przyczyną w sensie Grangera zmian cen pszenicy paszowej (dla $k=1,2$), jęczmienia paszowego (dla $k=1-4$), kukurydzy paszowej (dla $k=1$);
- zmiany cen pszenicy paszowej są przyczyną w sensie Grangera zmian cen pszenicy konsumpcyjnej (dla $k=1$ i 4), jęczmienia paszowego (dla $k=1-4$), kukurydzy paszowej (dla $k=1,2$);
- zmiany cen jęczmienia paszowego są przyczyną w sensie Grangera tylko zmian cen pszenicy konsumpcyjnej (dla $k=2-4$);
- zmiany cen kukurydzy paszowej są przyczyną w sensie Grangera zmian cen tylko jęczmienia paszowego (dla $k=2,3$).

W dwóch przypadkach mamy do czynienia z przyczynowością wzajemną. Sytuacja taka występuje dla pary: pszenica konsumpcyjna – pszenica paszowa (dla $k=1$) oraz dla pary pszenica konsumpcyjna – jęczmień paszowy (dla $k=2-4$).

W tabeli 6 zestawiono wartości kryteriów informacyjnych dla wszystkich oszacowanych modeli VAR (*vector autoregression*) z różną liczbą opóźnień. Pogrubioną czcionką zaznaczono wartości minimalne. Poszczególne kryteria informacyjne wskazują modele o różnej liczbie opóźnień jako najlepsze. Kryterium Akeike'a (AIC) w większości przypadków wskazuje modele z liczbą opóźnień 4, podczas gdy bayesowskie kryterium Schwarza (BIC) – modele z jednym opóźnieniem. Kryterium Hannana-Quinna (HQC) w większości przypadków jako najlepsze wskazuje te same modele co kryterium Akeike'a.

Tabela 6

Wartości kryteriów informacyjnych dla poszczególnych modeli VAR

Relacja	Kryterium	Rząd opóźnienia			
		1	2	3	4
Pszenica kons. → Pszenica pasz.	AIC	-4,5465	-4,5443	-4,5707	-4,5970
	BIC	-4,5186	-4,4883	-4,4864	-4,4843
	HQC	-4,5353	-4,5218	-4,5368	-4,5516
Pszenica pasz. → Pszenica kons.	AIC	-4,7012	-4,6824	-4,6851	-4,7017
	BIC	-4,6732	-4,6263	-4,6009	-4,5890
	HQC	-4,6899	-4,6598	-4,6512	-4,6563
Pszenica kons. → Jęczmień pasz.	AIC	-3,6731	-3,6731	-3,6889	-3,6857
	BIC	-3,6451	-3,6171	-3,6047	-3,5730
	HQC	-3,6618	-3,6506	-3,6550	-3,6403
Jęczmień pasz. → Pszenica kons.	AIC	-4,6660	-4,6764	-4,6929	-4,7586
	BIC	-4,6386	-4,6203	-4,6086	-4,6459
	HQC	-4,6553	-4,6538	-4,6590	-4,7132
Pszenica kons. → Kukurydza pasz.	AIC	-4,0759	-4,1114	-4,1468	-4,1885
	BIC	-4,0479	-4,0553	-4,0625	-4,0758
	HQC	-4,0646	-4,0888	-4,1128	-4,1432
Kukurydza pasz. → Pszenica kons.	AIC	-4,6712	-4,6677	-4,6655	-4,6693
	BIC	-4,6432	-4,6116	-4,5812	-4,5566
	HQC	-4,6599	-4,6451	-4,6316	-4,6240
Pszenica pasz. → Jęczmień pasz.	AIC	-3,6565	-3,6725	-3,7110	-3,7069
	BIC	-3,6286	-3,6164	-3,6268	-3,5942
	HQC	-3,6453	-3,6499	-3,6771	-3,6616
Jęczmień pasz. → Pszenica pasz.	AIC	-4,4423	-4,4467	-4,4669	-4,4973
	BIC	-4,4143	-4,3907	-4,3826	-4,3846
	HQC	-4,4310	-4,4242	-4,4330	-4,4519
Pszenica pasz. → Kukurydza pasz.	AIC	-4,0823	-4,1209	-4,1591	-4,1929
	BIC	-4,0544	-4,0649	-4,0749	-4,0802
	HQC	-4,0711	-4,0983	-4,1252	-4,1475
Kukurydza pasz. → Pszenica pasz.	AIC	-4,4377	-4,4379	-4,4661	-4,4770
	BIC	-4,4098	-4,3819	-4,3818	-4,3643
	HQC	-4,4265	-4,4154	-4,4322	-4,4316
Jęczmień pasz. → Kukurydza pasz.	AIC	-4,0482	-4,0966	-4,1401	-4,1777
	BIC	-4,0202	-4,0406	-4,0559	-4,0650
	HQC	-4,0369	-4,0741	-4,1062	-4,1324
Kukurydza pasz. → Jęczmień pasz.	AIC	-3,5416	-3,5564	-3,5551	-3,5567
	BIC	-3,5136	-3,5004	-3,4709	-3,4410
	HQC	-3,5303	-3,5339	-3,5212	-3,5113

Źródło: Obliczenia własne.

W tabeli 7 podano wyniki estymacji poszczególnych modeli z liczbą opóźnień 4. Pogrubioną czcionką zaznaczono oceny parametrów istotnych na poziomie $\alpha=0,05$. W równaniu dla pszenicy paszowej, gdzie za zmienną objaśniającą przyjęto pszenicę konsumpcyjną, obie zmienne są istotne przy opóźnieniu równym 1 (zmienna „pszenica paszowa” jest również istotna przy opóźnieniu równym 3, a „pszenica konsumpcyjna” przy opóźnieniu – 4). W równaniu dla pszenicy konsumpcyjnej, gdzie za zmienną objaśniającą przyjęto pszenicę paszową, obie zmienne są istotne przy opóźnieniu równym 1, a pszenica konsumpcyjna również przy opóźnieniu 4. W równaniu dla jęczmienia paszowego, gdzie zmienną objaśniającą jest pszenica konsumpcyjna, obie zmienne są istotne przy opóźnieniu równym 1, a pszenica konsumpcyjna również przy opóźnieniu rzędu 3. Natomiast w równaniu dla pszenicy konsumpcyjnej, gdzie zmienną objaśniającą jest jęczmień paszowy, obie zmienne są istotne przy opóźnieniach równych 1 i 4. Co więcej, zmienna jęczmień paszowy jest istotna przy wszystkich przyjętych poziomach opóźnień. W równaniu dla kukurydzy paszowej, gdzie za zmienną objaśniającą przyjęto pszenicę konsumpcyjną, opóźnione wartości pszenicy konsumpcyjnej nie są istotne, podobnie jak w równaniu dla pszenicy konsumpcyjnej ze zmienną objaśniającą „kukurydza paszowa” nie są istotne opóźnione wartości tej zmiennej.

W równaniu dla jęczmienia paszowego z pszenicą paszową, przyjętą za zmienną objaśniającą, istotne są obie zmienne opóźnione o 1 oraz pszenica paszowa z opóźnieniem rzędu 3, a w równaniu dla pszenicy paszowej, z jęczmieniem paszowym jako zmienną objaśniającą, istotne są obie zmienne opóźnione o 1 oraz zmienna „pszenica paszowa” opóźniona o 3 i 4, jak również zmienna „jęczmień paszowy” opóźniona o 2. W równaniu dla kukurydzy paszowej, zmienna objaśniająca w postaci pszenicy paszowej jest istotna tylko przy opóźnieniu równym 1, zaś w równaniu dla pszenicy paszowej opóźnione wartości zmiennej objaśniającej „kukurydza paszowa” nie są istotne. Podobna sytuacja ma miejsce w równaniu dla kukurydzy paszowej, gdzie zmienną objaśniającą jest jęczmień paszowy.

Natomiast w równaniu dla jęczmienia paszowego kukurydza paszowa jako zmienna objaśniająca jest istotna tylko przy opóźnieniu równym 2. Uwzględnienie więc w poszczególnych równaniach odpowiednich opóźnionych zmiennych pozwala lepiej wyjaśniać i przewidywać kształtowanie się badanych zjawisk.

Tabela 7

Wybrane wyniki estymacji modeli VAR dla pszenicy konsumpcyjnej, paszowej, jęczmienia paszowego i kukurydzy paszowej z liczbą opóźnień 4.

Pszenica kons. → Pszenica pasz.		Pszenica pasz. → Pszenica kons.	
Psz p_1	0,2286	Psz k_1	0,3223
Psz p_2	-0,1201	Psz k_2	0,0129
Psz p_3	0,2969	Psz k_3	-0,0282
Psz p_4	-0,0422	Psz k_4	-0,2215
Psz k_1	0,4229	Psz p_1	0,2068
Psz k_2	0,0950	Psz p_2	0,0072
Psz k_3	0,0210	Psz p_3	0,1384
Psz k_4	-0,2001	Psz p_4	0,0929
Pszenica kons. → Jęczmień pasz.		Jęczmień pasz. → Pszenica kons.	
Jęcz p_1	-0,3113	Psz k_1	0,3682
Jęcz p_2	-0,1289	Psz k_2	0,0043
Jęcz p_3	-0,0462	Psz k_3	0,0080
Jęcz p_4	0,0121	Psz k_4	-0,2259
Psz k_1	0,4794	Jęcz p_1	0,1030
Psz k_2	0,1179	Jęcz p_2	0,1486
Psz k_3	0,2500	Jęcz p_3	0,1396
Psz k_4	0,1976	Jęcz p_4	0,1353
Pszenica kons. → Kukurydza pasz		Kukurydza pasz. → Pszenica kons.	
Kuk p_1	0,3068	Psz k_1	0,4264
Kuk p_2	0,1896	Psz k_2	0,0610
Kuk p_3	0,2909	Psz k_3	0,0567
Kuk p_4	-0,2056	Psz k_4	-0,1125
Psz k_1	0,1585	Kuk p_1	0,0512
Psz k_2	-0,0292	Kuk p_2	0,0546
Psz k_3	0,0784	Kuk p_3	0,0540
Psz k_4	-0,1096	Kuk p_4	-0,0210
Pszenica pasz. → Jęczmień pasz.		Jęczmień pasz. → Pszenica pasz.	
Jęcz p_1	-0,2946	Psz p_1	0,4617
Jęcz p_2	-0,1072	Psz p_2	-0,0966
Jęcz p_3	-0,0022	Psz p_3	0,2582
Jęcz p_4	0,0664	Psz p_4	-0,2332
Psz p_1	0,3971	Jęcz p_1	0,0100
Psz p_2	0,1170	Jęcz p_2	0,1081
Psz p_3	0,4005	Jęcz p_3	0,0616
Psz p_4	-0,1350	Jęcz p_4	0,0629

cd. tab. 7

Pszenica pasz. → Kukurydza pasz.		Kukurydza pasz. → Pszenica pasz.	
Kuk p_1	0,2967	Psz p_1	0,4948
Kuk p_2	0,1853	Psz p_2	-0,0760
Kuk p_3	0,2735	Psz p_3	0,2937
Kuk p_4	-0,2135	Psz p_4	-0,1719
Psz p_1	0,1504	Kuk p_1	0,0070
Psz p_2	-0,0087	Kuk p_2	0,1050
Psz p_3	0,0949	Kuk p_3	-0,0242
Psz p_4	-0,0442	Kuk p_4	-0,0065

Jęczmień pasz. → Kukurydza pasz		Kukurydza pasz. → Jęczmień pasz.	
Kuk p_1	0,3476	Jęcz p_1	-0,1566
Kuk p_2	0,1742	Jęcz p_2	0,0327
Kuk p_3	0,3095	Jęcz p_3	0,1242
Kuk p_4	-0,2415	Jęcz p_4	0,1336
Jęcz p_1	-0,0198	Kuk p_1	-0,0189
Jęcz p_2	0,0772	Kuk p_2	0,1754
Jęcz p_3	0,0228	Kuk p_3	0,0849
Jęcz p_4	0,0222	Kuk p_4	-0,0241

Źródło: Obliczenia własne.

Podsumowanie

Obecnie na świecie ma miejsce postępująca globalizacja i komputeryzacja handlu na rynkach finansowych i towarowych. Tendencje te znajdują odbicie w coraz większym stopniu skomplikowania procesów rynkowych, będących przedmiotem analiz ekonomicznych. To z kolei wymusza stosowanie coraz bardziej wyrafinowanych narzędzi badawczych. W przypadku danych w postaci szeregów czasowych (nie tylko finansowych) są to często metody szeroko rozumianej ekonometrii finansowej. Współcześnie do modeli ekonometrii finansowej zalicza się dwie grupy modeli: modele ekonometrii dynamicznej (także te, które powstały przed 1982 rokiem) i modele tworzone oraz rozwijane wyłącznie na potrzeby finansowych szeregów czasowych.

Budowa modeli opisujących konkretne zjawiska musi być jednak poprzedzona badaniami pozwalającymi na poznanie własności modelowanych szeregów czasowych, co najczęściej polega na sprawdzeniu, czy szereg jest stacjonarny, czy wartości szeregu zmieniają się w sposób losowy, czy w szeregu można wyodrębnić składową w postaci trendu deterministycznego i składową periodyczną, czy zmiany w szeregu mają charakter liniowy czy nieliniowy, oraz dopasowaniu rozkładu teoretycznego do danych empirycznych [29].

Celem niniejszej pracy była analiza przyczynowości w sensie Grangera cen na rynku zbóż w Polsce. Poprzedzono ją charakterystyką szeregów czasowych,

złożonych z cen zbóż i ich logarytmicznych przyrostów. Aby odpowiedzieć na pytanie, czy zmiany cen danego zboża są przyczyną w sensie Grangera zmian cen innego zboża, po uprzedniej weryfikacji stacjonarności rozpatrywanych szeregów czasowych, zastosowano test przyczynowości Grangera w postaci statystyki Walda. Dla poszczególnych par zmiennych budowano i estymowano odpowiednie modele VAR. Otrzymane wyniki, choć niejednoznaczne, ujawniły występowanie zależności przyczynowych w sensie Grangera na rynku zbóż w Polsce w latach 2007-2011. Oznacza to, że przyrosty cen poszczególnych zbóż mogą być lepiej prognozowane, gdy uwzględni się odpowiednio opóźnione przyrosty cen pozostałych analizowanych zbóż.

Literatura:

1. Bollerslev T.: Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, nr 31, 1986.
2. Bollerslev T., Engle R.F., Wooldridge J.: A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, nr 96, 1988.
3. Charemza W., Deadman D.F.: *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa 1997.
4. Dudek A.: Analiza związków przyczynowych pomiędzy cenami zbóż paszowych a cenami żywca wieprzowego – zastosowanie modelu wektorowej autoregresji. *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, t. IX, 2008.
5. Engle R.F.: Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, nr 50, 1982.
6. Engle R.F.: Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, nr 20, 2002.
7. Engle R.F., Granger C.W.J.: Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, nr 55, 1987.
8. Engle R.F., Lillien D.M., Robins R.P.: Estimation time-varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, nr 55, 1987.
9. Engle R.F., Ng V.K., Rothschild M.: Factor-ARCH covariance structure: empirical tests for treasury bills. *Journal of Econometrics*, nr 45, 1990.
10. Engle R.F., Russel J.R.: Autoregressive conditional duration: a new model for irregularly spaced transaction data. *Econometrica*, nr 66, 1988.
11. Figiel Sz.: *Cenowa efektywność rynku towarowego na przykładzie zbóż w Polsce*. Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego, Olsztyn 2002.
12. Gędek S.: Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe SERiA*, t. XI, z. 3, 2009.
13. Gędek S.: Analiza współzależności cen produktów rolnych. *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, t. 97, z. 3, 2010.
14. Greene W.H.: *Econometric analysis*. Prentice Hall Inc., New Jersey 2000.
15. Gruszczyński M., Kluza S., Winek D.: *Ekonometria*. Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2003.
16. Gujarati D.N.: *Basic econometrics*. McGraw-Hill, Boston 2001.
17. Hamulczuk M., Klimkowski C.: Powiązania między cenami ropy a cenami pszenicy w Polsce. *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, t. 98, z. 3, 2011.

18. Jajuga K.: 25 lat ekonometrii finansowej. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 462 – Finanse, Rynki finansowe, Ubezpieczenia, nr 6, Szczecin 2007.
19. Johansen S.: Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, nr 59, 1991.
20. Johansen S.: Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Dynamics and Control*, nr 12, 1988.
21. Maddala G.S.: Introduction to econometrics. John Wiley&Sons, Chichester 2001.
22. Osińska M.: Ekonometria finansowa. PWE, Warszawa 2006.
23. Ramanathan R.: Introductory econometrics with applications. South-Western Thomson Learning, Mason, Ohio 2002.
24. Rembeza J., Chotkowski J.: Powiązania cen pomiędzy małymi rynkami – przykład z rynku ziemniaka. *Roczniki Naukowe SERiA*, t. XII, z. 4, 2010.
25. Rembeza J.: Powiązania pomiędzy cenami produktów rolnych w Polsce i krajach UE. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie – Problemy Rolnictwa Światowego*, t. 7 (XXII), 2009.
26. Rembeza J.: Transmisja cen w gospodarce polskiej. Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej, Koszalin 2010.
27. Taylor S.J.: Modelling financial time series. John Wiley&Sons, Chichester 1986.
28. Tłuczak A.: Wpływ cen skupu żywca na ceny detaliczne mięsa. *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, t. XII, z. 2, 2011.
29. Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K.: Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej. Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008.

MONIKA KRAWIEC

University of Life Sciences
Warszawa

THE ANALYSIS OF GRANGER CAUSALITY ON THE POLISH CEREALS MARKET IN 2007-2011

Summary

The objective of the paper was to analyse the Granger causality on the Polish cereals market. The analysis concerned the 2007-2011 period. The empirical data are average weekly crop prices gathered in the Integrated Agricultural Market Information System and accessible at the website of the Ministry of Agriculture and Rural Development. Their logarithmic growths constituted a basis for selected descriptive statistics, and then, the normal distribution and the stationarity of time series were verified. The last stage of the analysis was the analysis of Granger causality. To answer the question, whether price changes of a given cereal type are a Granger cause of price changes among another cereal types, Granger test with verification in the form of Wald statistic was used. The results obtained revealed the occurrence of Granger causality in the analysed period, albeit not for all cereal types.