

*Małgorzata Just**

PRZENOSZENIE RYZYKA EKSTREMALNEGO MIĘDZY
RYNKAMI KONTRAKTÓW FUTURES
NA SUROWCE ROLNE

Z a r y s t r e ś c i. W artykule przedstawiono wyniki analizy przenoszenia ryzyka ekstremalnego między wybranymi rynkami kontraktów futures na zboża i oleiste w USA i Europie. W tym celu zastosowano test przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku w wariancie Cheunga i Ng. W teście tym badano korelację pomiędzy szeregami zawierającymi informacje o przekroczeniach przez zmiany kursów kontraktów wartości zagrożonej. Dodatkowo zastosowano test Grangera w odniesieniu do zmian kursów kontraktów przekraczających wartość zagrożoną. Wyniki badania wskazują na przenoszenie ryzyka ekstremalnego tylko pomiędzy niektórymi kontraktami na CBOT, jak i na Euronext w Paryżu oraz transmisję ryzyka z terminowego rynku amerykańskiego na rynek europejski w przypadku ekstremalnych wzrostów cen pszenicy i ekstremalnych spadków cen olejnych.

S ł o w a k l u c z o w e: ryzyko; przyczynowość w sensie Grangera; wartość zagrożona; rynki surowców rolnych; kontrakty futures.

K l a s y f i k a c j a J E L: G13, Q11.

WSTĘP

Na świecie obserwuje się dynamiczny rozwój terminowych rynków surowców rolnych, szczególnie od drugiej połowy pierwszej dekady XXI wieku¹. Do głównych przyczyn rozwoju tych rynków zalicza się postępujący

* Adres do korespondencji: Małgorzata Just, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu, WES, ul. Wojska Polskiego 28, 60–637 Poznań, e-mail: m.just@up.poznan.pl.

¹ W roku 2015 wolumen obrotu kontraktami futures oraz opcjami na surowce rolne kształtował się na poziomie niespełna 1 640 mln, podczas gdy w roku 2005 wolumen ten nie przekroczył 379 mln (Acworth, 2016).

proces globalizacji, komputeryzację handlu oraz ufinansowanie² rynków (Irwin, Sanders, 2012; Tomaszewski, 2015). Jednocześnie zjawisku temu towarzyszył wzrost synchronizacji cen terminowych surowców rolnych (Tang, Xiong, 2012). W tej sytuacji można oczekiwać transmisji ryzyka cenowego między rynkami surowców rolnych. Z drugiej strony na kształtowanie się cen poszczególnych surowców i ich zmienności oddziałują także czynniki charakterystyczne dla danego surowca (np. zapotrzebowanie sezonowe, niski poziom zapasów surowców, klęski nieurodzaju, sezonowe zmiany w produkcji).

Poznanie mechanizmu przenoszenia ryzyka pomiędzy rynkami terminowymi surowców rolnych jest istotne z punktu widzenia zarządzania ryzykiem podmiotów rynkowych, a także analizy mechanizmów działania tych rynków. Znajomość efektu transmisji ryzyka pozwala na dokładniejsze prognozowanie ryzyka. Zwłaszcza ryzyko ekstremalne ma duże znaczenie, bo to ekstremalne zmiany cen surowców rolnych stanowią największe zagrożenie i szanse dla podmiotów rynkowych. Ryzyko ekstremalne odnosi się do zdarzeń cechujących się małym prawdopodobieństwem wystąpienia i dużymi stratami w przypadku ich wystąpienia (Jajuga, 2007). Zdarzenia te na rynkach mogą wynikać z wystąpienia katastrof naturalnych, pojawienia się zaskakujących informacji, kryzysów gospodarczych albo spekulacji na rynkach (Echaust, 2014) i transmisji z innych rynków (Fałdziński, 2014).

Dotychczas przeprowadzone badania koncentrowały się głównie na wyrywaniu efektu i kierunku transmisji zmienności cen pomiędzy różnymi towarami a surowcami rolnymi (zob. Grosche, Heckeley, 2016; Diebold i inni, 2017; Śmiech i inni, 2017), a także na przenoszeniu zmienności cen między towarami i aktywami finansowymi (zob. Grosche, Heckeley, 2016; Śmiech i inni, 2017). W przypadku surowców rolnych analizowano przede wszystkim przenoszenie zmienności cen na amerykańskim rynku terminowym. Natomiast dla podmiotów rynku rolnego w Polsce kluczowe znaczenie ma rynek terminowy w Paryżu, ponieważ ceny kontraktów futures na zboża i oleiste na giełdzie Euronext w Paryżu stanowią punkt odniesienia dla transakcji przeprowadzanych na rynku kasowym zbóż i rzepaku w Polsce. Ponadto

² Zjawisko ufinansowania można przedstawić podając udział inwestorów finansowych w całkowitym wolumenie obrotów surowcowymi kontraktami futures. Na Chicago Board of Trade dla kontraktów futures na pszenicę udział ten wzrósł z 28% w roku 2004 do 49% w roku 2014, a rok później obniżył się do 44%. Dla kontraktów na kukurydzę oraz soję procent ten wzrósł z odpowiednio 19% oraz 22% w roku 2004 do 48% i 51% w roku 2010, a następnie w kolejnych latach zmniejszył się o kilka pkt. proc. Przedstawiony został udział inwestorów finansowych – „non-commercial” w ostatnim dniu roku (*Disaggregated Commitment of Traders Reports*, 2004–2015).

mogą być wykorzystane przez przetwórców i producentów surowców rolnych w Polsce do zarządzania ryzykiem niekorzystnej zmiany ceny na rynku (Jerzak, 2013). Tak więc uzyskanie dokładniejszych prognoz ryzyka cenowego na rynku terminowym w Paryżu pozwala na konstruowanie lepszych strategii zabezpieczających. Ponadto należy dodać, że zmienność cen nie oddaje wielkości ryzyka spowodowanego ekstremalnymi ruchami cen. Jednocześnie należy wspomnieć, że kluczowe znaczenie dla handlu zbożami i oleistymi na świecie ma giełda Chicago Board of Trade (CBOT). Stąd celem pracy jest analiza przenoszenia ekstremalnego ryzyka cenowego między wybranymi kontraktami futures na zboża i oleiste na giełdzie Euronext w Paryżu, na giełdzie Chicago Board of Trade, a także sprawdzenie czy ryzyko ekstremalne transmitowane jest z kontraktów futures notowanych na CBOT na odpowiednie kontrakty futures na Euronext. W tym celu zastosowano test przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku w wariacie Cheunga i Ng, w którym badano korelację pomiędzy szeregami zawierającymi informacje o przekroczeniach przez zmiany kursów kontraktów wartości zagrożonej. Dodatkowo zastosowano test Grangera w odniesieniu do zmian kursów kontraktów przekraczających wartość zagrożoną. Do oszacowania ryzyka ekstremalnego (wartości zagrożonych) wykorzystano model GARCH-EVT, który pozwala na poprawne szacowanie wartości zagrożonej (McNeal i Frey, 2000). Analizą objęto lata 2006–2016. Był to okres dynamicznego rozwoju rynków terminowych surowców rolnych, szczególnie rynku terminowego w Paryżu.

1. PRZYCZYNOWOŚĆ W SENSIE GRANGERA W RYZYKU

Do analizy zjawiska przenoszenia ryzyka cenowego między dwoma instrumentami finansowymi lub towarami najczęściej wykorzystuje się koncepcję przyczynowości w ryzyku w sensie Grangera wprowadzoną przez Honga i innych (2009). W podejściu tym szacuje się wartość zagrożoną, a następnie sprawdza się kiedy stopa zwrotu z instrumentu finansowego lub towaru przekracza liczbę przeciwną do wartości zagrożonej w przypadku pozycji długiej lub wartość zagrożoną w przypadku pozycji krótkiej w instrumencie lub towarze. Ten rodzaj przyczynowości określany jest przyczynowością informacyjną (Osińska, 2011). Reagując na informacje napływające na rynki uczestnicy tych rynków podejmują decyzje inwestycyjne, których skutkiem jest przepływ kapitałów między rynkami (Osińska, 2008). Co oznacza, że duże wahania cen instrumentów finansowych lub towarów na jednym rynku mogą poprzedzać wystąpienie znacznych wahań cen na innych rynkach.

Zanim zostanie przedstawiony test przyczynowości Grangera w ryzyku przytoczona zostanie definicja wartości zagrożonej i pojęcie przyczynowości wprowadzone przez Grangera (1969).

Rozważmy dwa stacjonarne procesy stochastyczne z czasem dyskretnym X_t i Y_t . Ponadto niech $\mathcal{F}_{XY,t-1} = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, t=1, 2, \dots\}$ oznacza wszystkie informacje dostępne w czasie $t-1$, a $\mathcal{F}_{Y,t-1} = \{Y_{t-j}, t=1, 2, \dots\}$ będzie zbiorem tych samych informacji z wyłączeniem informacji o procesie X_t . Wartość zagrożoną (VaR) definiuje się jako procentową stratę wartości instrumentu finansowego lub towaru. Formalnie wartość zagrożona na poziomie tolerancji α dla pozycji długiej, która ponosi stratę, jeśli cena instrumentu (towaru) spada, jest to liczba przeciwna do kwantyla rzędu α rozkładu warunkowego Y_t (Doman, Doman, 2009):

$$P(Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) = \alpha, \quad (1)$$

z kolei dla pozycji krótkiej, która ponosi stratę, jeśli cena instrumentu (towaru) wzrasta jest to kwantyl rzędu $1-\alpha$ rozkładu warunkowego Y_t :

$$P(Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) = \alpha. \quad (2)$$

Aby wyznaczyć wartość zagrożoną przyjmijmy, że procentowa logarytmiczna stopa zwrotu z instrumentu finansowego lub towaru r_t jest generowana przez proces:

$$r_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t, \quad (3)$$

gdzie $\mu_t = E(r_t | \mathcal{F}_{r,t-1})$, $\sigma_t^2 = \text{var}(r_t | \mathcal{F}_{r,t-1})$, $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$. Pozwala to wyrazić wartość zagrożoną dla pozycji długiej i krótkiej odpowiednio wzorem:

$$VaR_{r_{t+1}}(\alpha) = -\mu_t(1) - \sigma_t(1)F_{\varepsilon_t}^{-1}(\alpha), \quad (4)$$

$$VaR_{r_{t+1}}(1-\alpha) = \mu_t(1) + \sigma_t(1)F_{\varepsilon_t}^{-1}(1-\alpha), \quad (5)$$

gdzie: $\mu_t(1)$ i $\sigma_t(1)$ oznaczają prognozy na jeden okres na naprzód odpowiednio dla średniej warunkowej i wariancji warunkowej, a $F_{\varepsilon_t}^{-1}(\alpha)$ i $F_{\varepsilon_t}^{-1}(1-\alpha)$ – kwantyl ε_t odpowiednio rzędu α i $1-\alpha$. W tym podejściu należy dopasować model do średniej warunkowej i wariancji warunkowej. W literaturze często wykorzystuje się model AR dla średniej warunkowej i modele klasy GARCH dla zmienności warunkowej. Dokładny opis tych

modeli znajduje się m.in. w (Doman, Doman, 2009). W szacowaniu wartości zagrożonej szczególne znaczenie ma jakość prognoz zmienności. W celu precyzyjnego opisanie dynamiki zmienności stóp zwrotów z instrumentów finansowych i towarów oraz dokładniejszego modelowania ogonów tych rozkładów McNeil i Frey (2000) zaproponowali model GARCH-EVT. W modelu tym wykorzystuje się teorię wartości ekstremalnych do modelowania ogona rozkładu reszt standaryzowanych z modelu GARCH. W tym celu stosuje się metodę przekroczeń, która umożliwia modelowanie jedynie ogonów rozkładów zamiast całego rozkładu, co pozwala na ich dokładniejszą estymację. Dokładny opis tej metody znajduje się w (McNeil, Frey, 2000).

Dla dwóch stacjonarnych procesów stochastycznych z czasem dyskretnym X_t i Y_t przyjmuje się, że X_t jest przyczyną w sensie Grangera dla Y_t , jeśli bieżące wartości Y_t można szacować dokładniej, wykorzystując przeszłe (opóźnione) wartości X_t , niż bez nich (przy założeniu niezmięnionej pozostałej informacji) (Charemza, Deadman, 1997; Osińska, 2006). W literaturze opisanych jest wiele testów przyczynowości w sensie Grangera. Przedstawiony zostanie jeden z wariantów tego testu – test Grangera ze statystyką Fishera-Snedecora (Charemza, Deadman, 1997; Osińska, 2006). W teście tym weryfikuje się hipotezę zerową, w której zakłada się, że X_t nie jest przyczyną w sensie Grangera dla Y_t , wobec hipotezy alternatywnej, że X_t jest przyczyną w sensie Grangera dla Y_t . Test bazuje na ekonometrycznym modelu z pełną informacją:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \eta_t \quad (6)$$

oraz na modelu z nałożonymi restrykcjami

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie: α_0 , α_j , β_j – parametry modelu, η_t , ε_t – składniki losowe, k – rząd opóźnienia. Stąd w hipotezie zerowej zakłada się, iż $\beta_j = 0$ dla $j = 1, \dots, k$, zaś w hipotezie alternatywnej przyjmuje się, że istnieje $\beta_j \neq 0$. Statystka testowa przyjmuje następującą postać:

$$F = \frac{(S^2(\varepsilon_t) - S^2(\eta_t)) / k}{S^2(\eta_t) / (T - 2k - 1)}, \quad (8)$$

gdzie: $S^2(\eta_t)$, $S^2(\varepsilon_t)$ – suma kwadratów reszt odpowiednio dla modelu (6) i (7), T – liczebność próby. Przy prawdziwej hipotezie zerowej statystyka F ma rozkład Fishera-Snedecora z k oraz $T - 2k - 1$ stopniami swobody.

Test Grangera można zastosować do ekstremalnych stóp zwrotu z instrumentów finansowych lub towarów. W tym celu przyjmuje się za ekstremalne stopy zwrotu dla pozycji długiej lub krótkiej w instrumencie lub towarze odpowiednio te stopy zwrotu, które przekroczą liczbę przeciwną do wartości zagrożonej ($Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha), X_t \leq -VaR_{X_t}(\alpha)$) i wartość zagrożoną ($Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha), X_t \geq VaR_{X_t}(1-\alpha)$), a pozostałym obserwacjom przyporządkowuje się zero.

W celu przedstawienia testu przyczynowości Grangera w ryzyku (Hong i inni, 2009) rozważmy dwa stacjonarne procesy stochastyczne z czasem dyskretnym X_t i Y_t . W koncepcji przyczynowości w ryzyku zakłada się, że X_t nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla pozycji długiej lub krótkiej Y_t , odpowiednio, jeśli:

$$P(Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) = P(Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha) | \mathcal{F}_{XY,t-1}), \quad (9)$$

$$P(Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) = P(Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha) | \mathcal{F}_{XY,t-1}), \quad (10)$$

natomiast X_t jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla pozycji długiej lub krótkiej Y_t , odpowiednio, gdy:

$$P(Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) \neq P(Y_t \leq -VaR_{Y_t}(\alpha) | \mathcal{F}_{XY,t-1}), \quad (11)$$

$$P(Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha) | \mathcal{F}_{Y,t-1}) \neq P(Y_t \geq VaR_{Y_t}(1-\alpha) | \mathcal{F}_{XY,t-1}), \quad (12)$$

gdzie $VaR_{Y_t}(\alpha)$ ($VaR_{Y_t}(1-\alpha)$) – wartość zagrożona dla pozycji długiej (krótkiej) na poziomie tolerancji α . Zatem istnienie przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku oznacza, że występowanie dużej niepewności na rynku jednego instrumentu finansowego pozwala lepiej prognozować wystąpienie dużego ryzyka na rynku innego instrumentu finansowego.

Hong i inni (2009) zaproponowali, aby weryfikować hipotezę zerową o braku przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku postaci:

$$E(I_{Y,t} | \mathcal{F}_{Y,t-1}) = E(I_{Y,t} | \mathcal{F}_{XY,t-1}), \quad (13)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$E(I_{Y,t} | \mathcal{F}_{Y,t-1}) \neq E(I_{Y,t} | \mathcal{F}_{XY,t-1}) \quad (14)$$

gdzie $I_{Y,t}$ oznacza funkcję wskaźnikową, która dla pozycji długiej lub krótkiej przyjmuje wartość jeden odpowiednio w przypadku przekroczenia przez stopę zwrotu liczby przeciwnej do wartości zagrożonej ($Y_t \leq -VaR_Y(\alpha)$) i wartości zagrożonej ($Y_t \geq VaR_Y(1-\alpha)$), a w przeciwnym przypadku przyjmuje wartość zero. Jeśli przez $\rho(j)$ oznaczmy współczynnik korelacji wzajemnej pomiędzy $I_{X,t}$ i $I_{Y,t}$ postaci:

$$\rho(j) = \frac{E(I_{Y,t} I_{X,t-j})}{\sqrt{E(I_{Y,t}^2) E(I_{X,t}^2)}}, \quad j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (15)$$

a przez $r(j)$ estymator współczynnika korelacji wzajemnej $\rho(j)$, to statystykę testu przyczynowości w ryzyku w sensie Grangera można wyrazić wzorem (Cheung, Ng, 1996):

$$CHN = T \sum_{j=1}^k r^2(j), \quad (16)$$

gdzie T oznacza liczebność próby. Statystyka ta przy prawdziwej hipotezie zerowej ma rozkład zbieżny do $\chi^2(k)$. Przedstawiony test przyczynowości w ryzyku w sensie Grangera w wersji Cheunga i Ng przypisuje jednakowe wagi poszczególnym opóźnieniom, w związku z tym faktem zaleca się stosowanie go dla danych dziennych dla opóźnień, które nie przekraczają dwóch tygodni (Osińska, 2008). Słabością testu jest także nieuwzględnienie różnych poziomów prawdopodobieństwa α , a dynamika procesu ryzyka może przebiegać na różnych poziomach dla różnych instrumentów finansowych lub towarów (Fałdziński, 2014).

2. OPIS DANYCH

W badaniu analizowano przenoszenie ekstremalnego ryzyka cenowego między kontraktami futures na pszenicę, kukurydzę i rzepak na Euronext w Paryżu, kontraktami futures na pszenicę, kukurydzę i soję na Chicago Board of Trade oraz kontraktami futures na odpowiedni surowice rolny na CBOT i Euronext w Paryżu. W tym celu wykorzystano szeregi kontynuacyjne dziennych kursów zamknięcia kontraktów futures, które utworzono za pomocą najbliższej serii kontraktów. Do badania wzięto notowania z okresu od początku 2006 roku do końca 2016 roku. Notowania synchronizowano

(na CBOT, Euronext w Paryżu, CBOT i Euronext w Paryżu), przypisując kurs z poprzedniego dnia sesyjnego brakującym obserwacjom. Badanie przeprowadzono na procentowych logarytmicznych przyrostach (stopach zwrotu) cen kontraktów, które obliczono ze wzoru: $r_t = 100\ln(P_t / P_{t-1})$, gdzie P_t oznacza kurs kontraktu futures w okresie t .

W tabeli 1 przedstawiono podstawowe statystyki opisowe dla rozpatrywanych szeregów logarytmicznych przyrostów cen kontraktów futures na zboża i oleiste.

Tabela 1. Statystyki opisowe dla szeregów logarytmicznych przyrostów cen kontraktów na CBOT i Euronext w Paryżu

Kontrakt	Liczba ob.	Średnia	Od. Std.	Max	Min	Skośność	Kurtoza
Dane synchronizowana z CBOT							
P_C	2772	0,0059	2,18	8,79	-9,97	0,06	4,58
K_C	2772	0,0170	2,04	12,76	-26,86	-0,83	15,47
S_C	2772	0,0173	1,76	20,32	-23,41	-0,95	23,42
Dane synchronizowane z Euronext w Paryżu							
P_E	2815	0,0154	1,63	13,07	-16,11	0,00	15,04
K_E	2815	0,0096	1,45	11,10	-20,07	-1,03	29,31
R_E	2815	0,0226	1,14	6,61	-14,67	-1,60	19,08
Dane synchronizowana z CBOT i Euronext w Paryżu							
P_C	2840	0,0058	2,15	8,79	-9,97	0,06	4,70
K_C	2840	0,0165	2,02	12,76	-26,86	-0,84	15,85
S_C	2840	0,0169	1,74	20,32	-23,41	-0,96	23,99
P_E	2840	0,0153	1,62	13,07	-16,11	0,00	15,17
K_E	2840	0,0095	1,45	11,10	-20,07	-1,04	29,57
R_E	2840	0,0221	1,14	6,61	-14,67	-1,61	19,26

P_C, K_C, S_C (P_E, K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę, kukurydzę, soję na CBOT (pszenicę, kukurydzę, rzepak na Euronext w Paryżu), bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotez zerowych: skośność wynosi 0 (test skośności – uogólniony test Jarque’a-Bery³), kurtoza wynosi 3 (test kurtozy – uogólniony test Jarque’a-Bery) na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie średnie arytmetyczne stóp zwrotu z cen kontraktów futures na zboża i oleiste były dodatnie, przy czym nie różniły się znacznie od zera. Wartości odchyłeń standardowych dla stóp zwrotu z kursów kontraktów futures na CBOT były wyższe niż dla stóp zwrotu z kursów kontraktów futures na Euronext. Szeregi stóp zwrotu z cen terminowych surowców rolnych, z wyjątkiem pszenicy, charakteryzowały się ujemną skośnością, przy czym skośność była statystycznie istotna na poziomie istotności 0,1 tylko w przy-

³ Uogólnienie testu Jarque’a-Bery znajduje się m.in. w (Domański, 2010).

padku szeregów stóp zwrotu z rzepaku (uogólniony test Jarque'a-Bery). We wszystkich rozpatrywanych szeregach stóp zwrotu z cen kontraktów futures wartości kurtozy były istotnie wyższe niż wartości kurtozy rozkładu normalnego na poziomie istotności 0,05 (uogólniony test Jarque'a-Bery). Oznacza to, że rozważane rozkłady logarytmicznych przyrostów cen terminowych zbóż i oleistych były leptokuryczne. Wiąże się to z dużym prawdopodobieństwem występowania ekstremalnych logarytmicznych przyrostów cen. W związku z zaobserwowanymi własnościami stóp zwrotu z kursów analizowanych kontraktów wskazane jest modelowanie ich za pomocą rozkładów uwzględniających grube ogony i skośność.

Przeprowadzono także badanie stacjonarności szeregów stóp zwrotu z cen kontraktów futures surowców rolnych oraz testowano występowanie autokorelacji i efektu ARCH. Wszystkie rozważane szeregi stóp zwrotu z kursów terminowych surowców rolnych były stacjonarne (rozszerzony test Dickeya-Fullera – test ADF). W szeregach stóp zwrotu z cen terminowych na Euronext w Paryżu występowała statystycznie istotna autokorelacja (test Ljung-Boxa). Natomiast w przypadku wszystkich analizowanych szeregów stóp zwrotu z cen terminowych na CBOT i Euronext w Paryżu występowała autokorelacja w kwadratach stóp zwrotu (test Ljung-Boxa), przy czym na ogół silny efekt ARCH występował już przy opóźnieniu jeden. Zatem zasadne wydaje się zastosowanie do opisu średniej modelu $AR(q)$, a do opisu zmienności modelu $GARCH(1,1)$.

3. WYNIKI BADANIA

Biorąc pod uwagę własności rozkładów stóp zwrotu z kursów kontraktów futures na zboża i oleiste na CBOT i Euronext w Paryż do oszacowania wartości zagrożonej wykorzystano modele $AR(q)$ - $GARCH(1,1)$ z rozkładem normalnym a następnie zastosowano metodę przekroczeń do reszt standaryzowanych modeli (przyjmując 10% obserwacji za obserwacje ekstremalne). Rząd opóźnienia q w modelu AR był dla każdego szeregu stóp zwrotu testowany oddzielnie. Wyznaczono wartości zagrożone dla pozycji długiej i krótkiej w kontraktach futures na surowce rolne (lewego i prawego ogona rozkładu stóp zwrotu z kursów kontraktów) dla poziomu tolerancji 0,05.

Ocenę przydatność zastosowanej metody szacowania VaR do pomiaru ryzyka przeprowadzono za pomocą testowania wstecznego. Metoda jest przydana, jeśli poprawnie szacuje ryzyko. Podczas testowania wstecznego oceniono poprawność wykorzystanej metody na podstawie liczby przekroczeń przez empiryczne stopy zwrotu oszacowanej wartości zagrożonej. Wyznaczając VaR na poziomie tolerancji α , wymaga się, aby udział przekro-

czeń przez empiryczne stopy zwroty poziomów VaR we wszystkich w próbie wynosił α . Jeśli udział przekroczeń jest większy od założonego, to zastosowana metoda niedoszacowuje ryzyka, natomiast w przypadku przeciwnym przeszacowuje ryzyko. Ponadto poprawnie szacująca wartości zagrożone metoda powinna dawać równomierny rozkład przekroczeń poziomów VaR przez empiryczne stopy zwrotu. W sytuacji gdy przekroczenia występują seriami inwestor narażony jest na kumulację strat. Do sprawdzenia poprawności zastosowanej metody szacowania wartości zagrożonej kontraktów futures na zboża i oleiste wyznaczono: oczekiwaną i rzeczywistą liczbę przekroczeń przez empiryczne stopy zwrotu oszacowanych poziomów VaR oraz zastosowano testy: Kupca (Kupiec, 1995), Christoffersena (Christoffersen, 1998) oraz Christoffersena i Pelletiera (Christoffersen, Pelletier, 2004). Wyniki przeprowadzonego badania zamieszczono w tabeli 2.

Oceniając jakość oszacowań VaR dla kontraktów futures na zboża notowanych na CBOT i Euronext można stwierdzić, że we wszystkich przypadkach nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności udziału przekroczeń z zadaniem poziomem tolerancji i ich niezależności w czasie na poziomie istotności 0,05 (testy: Kupca, Christoffersena, Christoffersena i Pelletiera). Gorsze wyniki uzyskano dla oszacowań VaR dla kontraktów futures na oleiste. Liczba przekroczeń poziomów VaR oszacowanych dla tych kontraktów mieściła się w dopuszczalnych granicach (test Kupca). Natomiast dla pozycji krótkiej w kontrakcie futures na soję odrzucono hipotezę o niezależności okresów między przekroczeniami (test Christoffersena i Pelletiera) na poziomie istotności 0,05, z kolei dla pozycji długiej w kontrakcie futures na rzepak odrzucono hipotezę o niezależności pierwszego przekroczenia (test Christoffersena) na poziomie istotności 0,05. Biorąc pod uwagę fakt, że dla kontraktów futures na oleiste nie było podstaw do odrzucenia hipotez testów Christoffersena oraz Christoffersena i Pelletiera na poziomie istotności 0,01 można uznać otrzymane oszacowania wartości zagrożonych za akceptowalne. Podsumowując, można stwierdzić, że zastosowana metoda szacowania VaR uchwyciła własności szeregów stóp zwrotu z kursów kontraktów futures na surowce rolne i dała poprawne oszacowania wartości zagrożonych.

Na wykresach 1–3 przedstawiono VaR dla kontraktów futures na zboża i oleiste na CBOT i Euronext w Paryżu.

Biorąc pod uwagę kontrakty futures na poszczególne surowce rolne na giełdzie w Chicago i Paryżu można stwierdzić, że największym podobieństwem charakteryzują się stopy zwrotu dla pary pszenica–pszenica, soja–rzepak. W przypadku kontraktów futures na zboża wzrost ryzyka cenowego, mierzonego wartością zagrożoną, zaobserwowano na giełdzie w Paryżu od połowy 2007 roku do końca 2011 roku, z kolei na giełdzie w Chicago

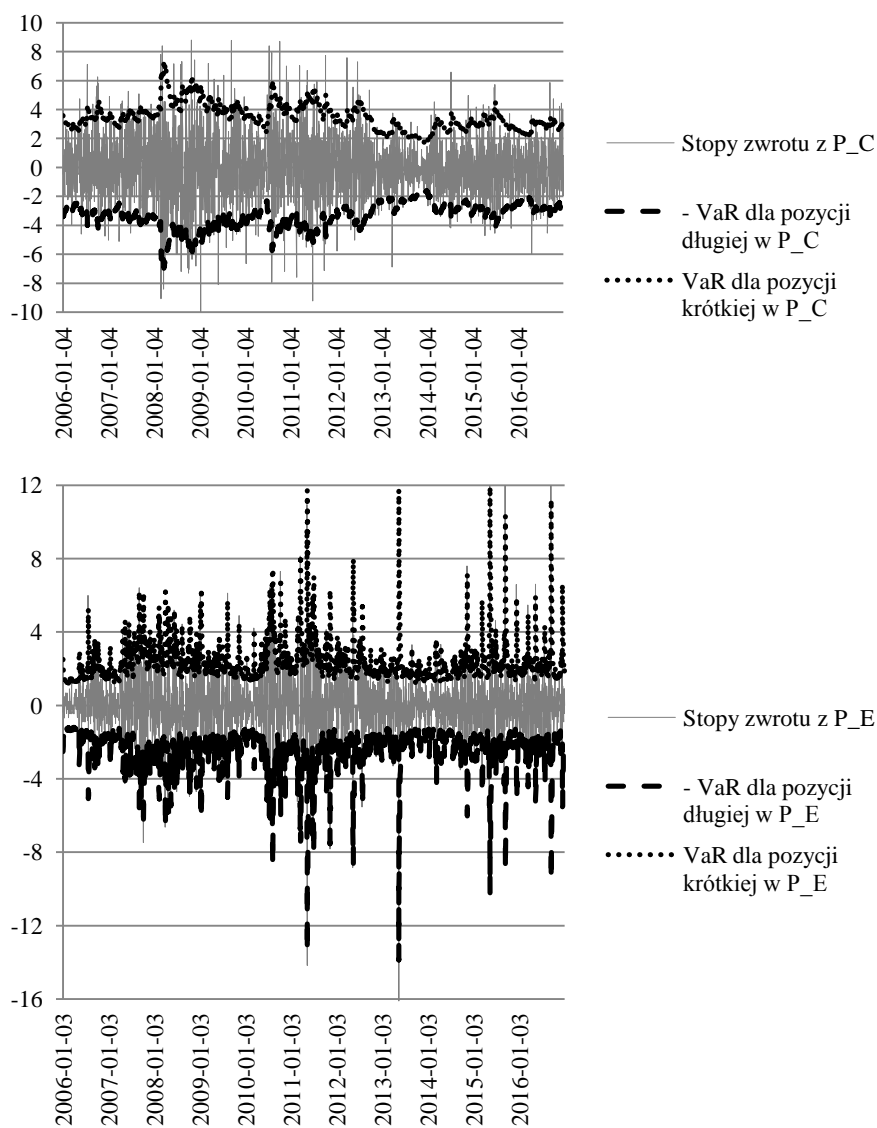
w okresie 2008–2011. Na rynku terminowym oleistych wzrost wartości zagrożonej na giełdzie amerykańskiej zauważono w latach 2008–2009, zaś na giełdzie europejskiej w latach 2008–2011. Na giełdzie w Paryżu wpływ na uzyskane oszacowania wartości zagrożonej miały ekstremalne stopy zwrotu wynikające ze zmiany serii kontraktów.

Tabela 2. Ocena jakości oszacowań VaR dla kontraktów na CBOT i Euronext w Paryżu

	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon
Dla danych synchronizowanych na CBOT						
Statystyka	P_C	P_C	K_C	K_C	S_C	S_C
<i>ET</i>	138	138	138	138	138	138
<i>T₁</i>	146	132	134	144	139	142
<i>LR_UC</i>	0,409	0,336	0,162	0,219	0,001	0,087
<i>LR_CC</i>	0,423	4,962	4,408	1,080	4,717	0,099
<i>LR_D</i>	0,039	0,973	1,318	0,115	0,972	4,305
Dla danych synchronizowanych na Euronext w Paryżu						
Statystyka	P_E	P_E	K_E	K_E	R_E	R_E
<i>ET</i>	140	140	140	140	140	140
<i>T₁</i>	144	138	138	141	150	144
<i>LR_UC</i>	0,078	0,057	0,057	0,000	0,627	0,078
<i>LR_CC</i>	0,456	1,566	2,562	1,723	6,215	1,022
<i>LR_D</i>	0,544	0,040	2,333	1,196	1,907	0,994
Dla danych synchronizowanych na CBOT i Euronext w Paryżu						
Statystyka	P_C	P_C	K_C	K_C	S_C	S_C
<i>ET</i>	142	142	142	142	142	142
<i>T₁</i>	147	139	136	148	142	144
<i>LR_UC</i>	0,183	0,067	0,271	0,263	0,000	0,030
<i>LR_CC</i>	0,239	3,714	4,443	1,656	3,161	0,303
<i>LR_D</i>	0,024	0,411	1,056	0,533	1,514	4,954
Statystyka	P_E	P_E	K_E	K_E	R_E	R_E
<i>ET</i>	142	142	142	142	142	142
<i>T₁</i>	145	140	139	143	154	142
<i>LR_UC</i>	0,066	0,030	0,067	0,007	1,040	0,000
<i>LR_CC</i>	0,425	1,397	2,518	1,862	5,941	1,757
<i>LR_D</i>	0,639	0,044	2,333	0,745	1,162	1,787

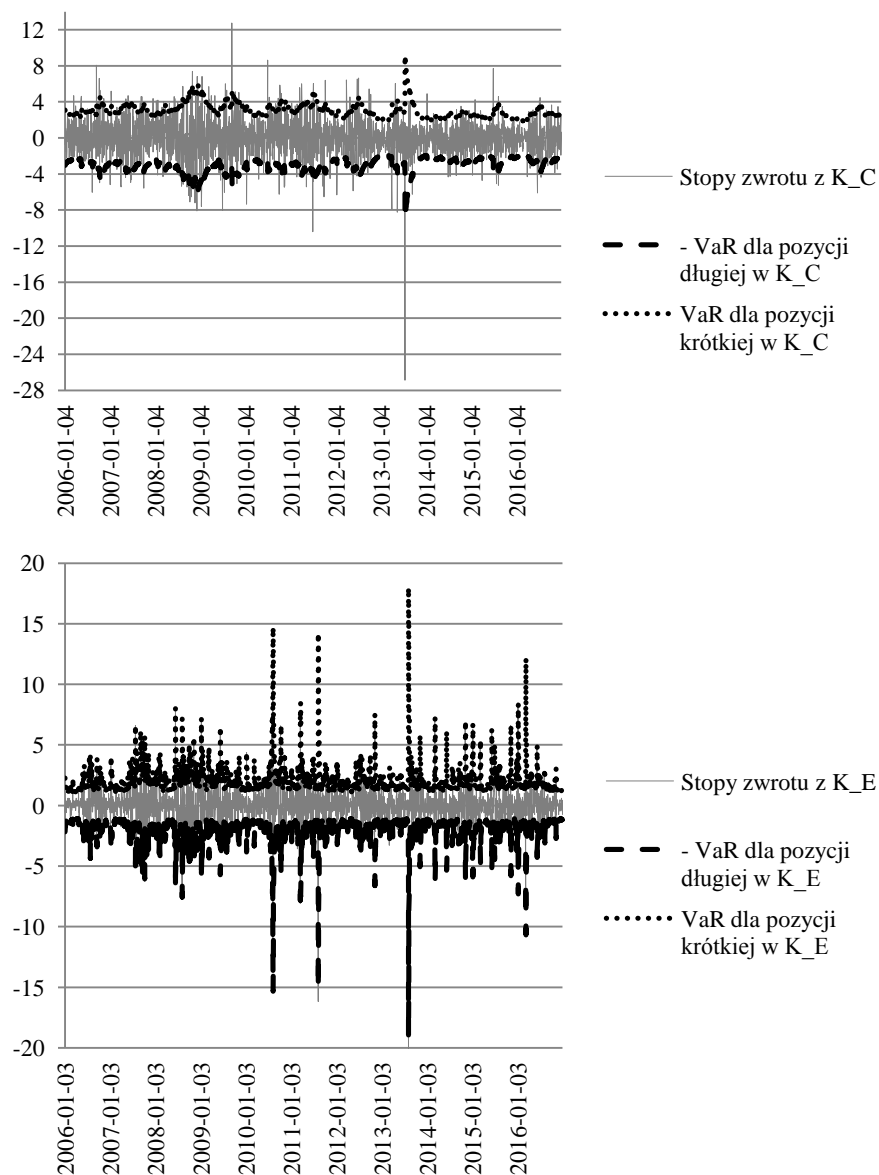
P_C, K_C, S_C (P_E, K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę, kukurydzę, soję na CBOT (pszenicę, kukurydzę, rzepak na Euronext w Paryżu), *ET* (*T₁*) – oczekiwana (rzeczywista) liczba przekroczeń VaR, *LR_UC* (*LR_CC*, *LR_D*) – statystyka testu Kupca (Christoffersena, Christoffersena i Pelletiera), bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotez zerowych testów: Kupca (udział przekroczeń VaR jest zgodny z założonym α), Christoffersena (udział przekroczeń VaR jest zgodny z założonym α i przekroczenia są niezależne – pierwsze przekroczenie), Christoffersena i Pelletiera (okresy między przekroczeniami VaR są niezależne) na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.



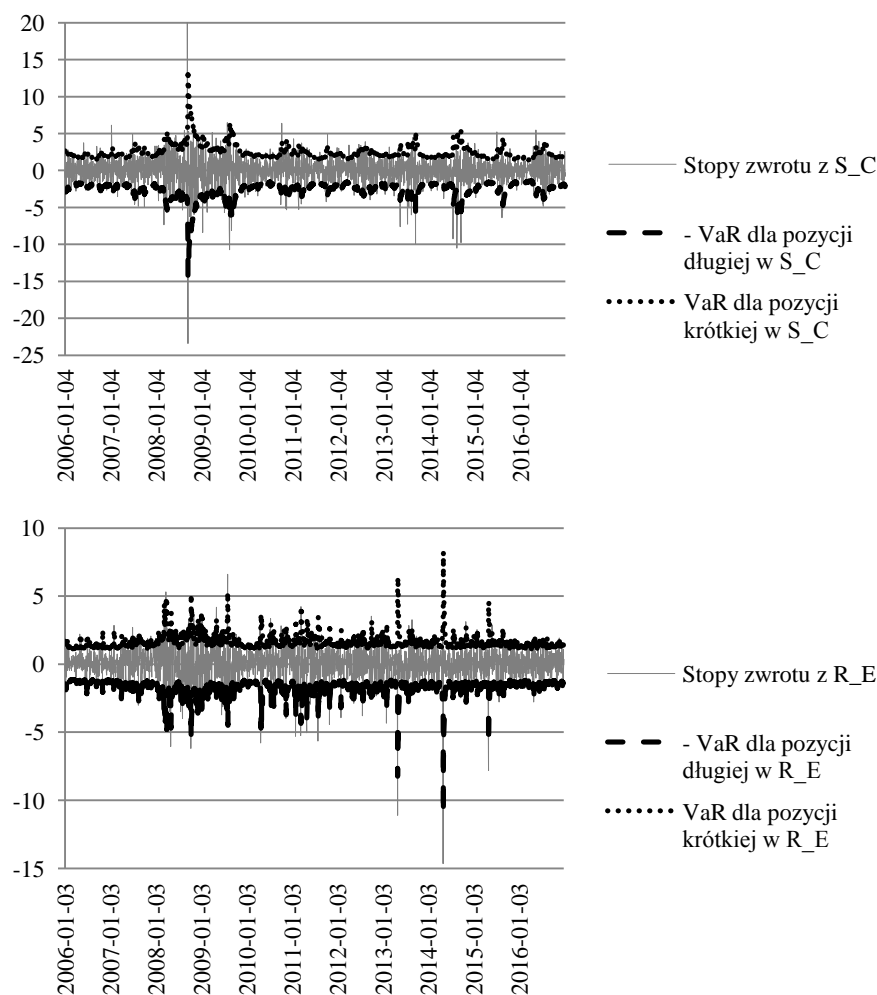
Wykres 1. Stopy zwrotu i oszacowania VaR dla kontraktów futures na pszenicę na CBOT (P_C) i Euronext w Paryżu (P_E) dla danych synchronizowanych na danej giełdzie

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 2. Stopy zwrotu i oszacowania VaR dla kontraktów futures na kukurydzę na CBOT (K_C) i Euronext w Paryżu (K_E) dla danych synchronizowanych na danej giełdzie

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 3. Stopy zwrotu i oszacowania VaR dla kontraktów futures na soję na CBOT (S_C) i rzepak na Euronext w Paryżu (R_E) dla danych synchronizowanych na danej giełdzie

Źródło: opracowanie własne.

Analizę kierunku przenoszenia ekstremalnego ryzyka cenowego między rynkami kontraktów futures na zboża i oleiste na CBOT, Euronext w Paryżu oraz pomiędzy odpowiednimi kontraktami na CBOT i Euronext przeprowadzono na podstawie testu Cheunga i Ng. W teście tym badano korelację pomiędzy szeregami zawierającymi informacje o przekroczeniach przez loga-

rytmiczne przyrosty cen kontraktów w przypadku pozycji długiej w kontrakcie liczby przeciwnej do wartości zagrożonej, zaś w przypadku pozycji krótkiej wartości zagrożonej. Dodatkowo w celu potwierdzenia otrzymanych wyników zastosowano test Grangera ze statystyką Fishera-Snedecora w odniesieniu do ekstremalnych zmian cen kontraktów futures. Przyjęto za ekstremalne spadki cen logarytmiczne przyrosty cen mniejsze od liczby przeciwnej do wartości zagrożonej wyznaczonej dla pozycji długiej w kontrakcie, a za ekstremalne wzrosty cen logarytmiczne przyrosty cen większe od wartości zagrożonej wyznaczonej dla pozycji krótkiej. W ten sposób wyznaczono próg dla lewego i prawego ogona rozkładu logarytmicznych przyrostów cen. Analizowano logarytmiczne przyrosty przekraczające odpowiedni próg, zaś pozostałym wartościom przypisano zero. Biorąc pod uwagę fakt, że na ogół przenoszenie ryzyka między rynkami występuje dla krótkich opóźnień (Fałdziński 2014, s. 446) testowano opóźnienia rzędu 1–5.

Wyniki testu Cheunga i Ng oraz testu Grangera dla kontraktów futures na zboża i soję na CBOT przedstawiono w tabeli 3 i 4.

Tabela 3. Wyniki testu Cheunga i Ng dla kontraktów na CBOT

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_C \rightarrow K_C$	$\sim P_C \rightarrow K_C$	$\sim K_C \rightarrow P_C$	$\sim K_C \rightarrow P_C$
1	7,569	0,740	0,139	1,593
2	7,570	1,478	0,277	4,359
3	7,748	1,481	4,310	5,095
4	8,335	1,710	4,897	5,322
5	9,684	1,818	12,445	8,161
Opóźnienie	$\sim P_C \rightarrow S_C$	$\sim P_C \rightarrow S_C$	$\sim S_C \rightarrow P_C$	$\sim S_C \rightarrow P_C$
1	0,820	0,009	0,266	6,364
2	1,641	1,720	0,533	6,875
3	1,710	1,817	2,216	7,690
4	2,841	2,087	2,232	8,179
5	2,920	4,372	3,060	8,671
Opóźnienie	$\sim K_C \rightarrow S_C$	$\sim K_C \rightarrow S_C$	$\sim S_C \rightarrow K_C$	$\sim S_C \rightarrow K_C$
1	0,013	0,853	17,394	0,396
2	0,866	1,708	17,406	2,120
3	0,952	2,102	17,418	2,142
4	5,644	2,522	17,430	2,563
5	5,660	2,941	17,924	2,982

P_C (K_C, S_C) – kontrakt futures na pszenicę (kukurydzę, soję) na CBOT, bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Wyniki testu Grangera dla ekstremalnych logarytmicznych przyrostów cen kontraktów na CBOT

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_C \rightarrow K_C$	$\sim P_C \rightarrow K_C$	$\sim K_C \rightarrow P_C$	$\sim K_C \rightarrow P_C$
1	5,571	0,754	0,362	0,069
2	3,115	0,827	0,808	0,728
3	2,301	0,534	1,950	0,555
4	1,986	0,386	1,594	0,425
5	1,652	0,323	3,365	0,391
Opóźnienie	$\sim P_C \rightarrow S_C$	$\sim P_C \rightarrow S_C$	$\sim S_C \rightarrow P_C$	$\sim S_C \rightarrow P_C$
1	1,380	0,449	0,880	0,231
2	0,726	0,708	0,522	0,674
3	0,518	0,470	1,023	1,492
4	0,579	0,405	0,797	1,307
5	0,576	0,585	0,644	1,518
Opóźnienie	$\sim K_C \rightarrow S_C$	$\sim K_C \rightarrow S_C$	$\sim S_C \rightarrow K_C$	$\sim S_C \rightarrow K_C$
1	0,155	0,328	19,031	0,239
2	0,112	0,266	9,959	0,221
3	0,082	0,373	7,555	0,345
4	0,626	0,377	6,109	0,289
5	0,516	0,618	5,204	0,299

P_C (K_C, S_C) – kontrakt futures na pszenicę (kukurydzę, soję) na CBOT, bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Na giełdzie w Chicago stwierdzono, że ekstremalne spadki cen terminowych pszenicy oraz soi stanowiły istotną przyczynę w sensie Grangera ekstremalnych spadków cen terminowych kukurydzy dla opóźnień odpowiednio od 1 do 2 dni oraz od 1 do 5 dni na poziomie istotności 0,05 (test Grangera). Wynik ten potwierdza także test przyczynowości Grangera w ryzyku (test Cheunga i Ng). Wadą tego testu jest przypisywanie jednakowych wag wszystkim rozważanym opóźnieniom. Biorąc pod uwagę wartości współczynników korelacji pomiędzy szeregami zawierającymi informacje o przekroczeniach przez logarytmiczne przyrosty cen kontraktów w przypadku pozycji długiej liczby przeciwnej do wartości zagrożonej, a w przypadku pozycji krótkiej wartości zagrożonej można zauważyć, że transmisja ryzyka ekstremalnego następowała z jednodniowym opóźnieniem. Znajduje to odzwierciedlenie w zbliżonych wartościach statystyki testowej dla wszystkich rozważanych opóźnień. Ponadto na giełdzie w Chicago na poziomie istotności 0,05 stwierdzono, że ekstremalne spadki cen terminowych kukurydzy stanowiły przyczynę w sensie Grangera ekstremalnych spadków cen terminowych pszenicy dla opóźnienia tygodniowego (test Cheunga i Ng, test

Granger). Wyniki testu Cheunga i Ng wskazują także na przenoszenie ryzyka ekstremalnego w przypadku wzrostów cen z kontraktów *futures* na soję na kontrakty na pszenicę.

Wyniki testu Cheunga i Ng oraz testu Grangera dla kontraktów *futures* na zboża i rzepak na Euronext w Paryżu przedstawiono w tabeli 5 i 6.

Tabela 5. Wyniki testu Cheunga i Ng dla kontraktów na Euronext w Paryżu

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_E \rightarrow K_E$	$\sim P_E \rightarrow K_E$	$\sim K_E \rightarrow P_E$	$\sim K_E \rightarrow P_E$
1	0,001	2,673	1,355	0,696
2	1,354	5,343	1,493	2,219
3	5,385	9,477	4,090	15,425
4	5,520	13,357	4,090	18,089
5	6,867	19,270	4,674	18,089
Opóźnienie	$\sim P_E \rightarrow R_E$	$\sim P_E \rightarrow R_E$	$\sim R_E \rightarrow P_E$	$\sim R_E \rightarrow P_E$
1	1,603	0,138	1,960	0,138
2	5,712	1,491	2,742	3,963
3	5,726	3,920	2,757	4,634
4	6,138	4,056	2,825	4,770
5	10,340	4,640	5,524	8,583
Opóźnienie	$\sim K_E \rightarrow R_E$	$\sim K_E \rightarrow R_E$	$\sim R_E \rightarrow K_E$	$\sim R_E \rightarrow K_E$
1	3,258	0,095	1,701	0,755
2	4,312	0,189	1,721	2,955
3	4,373	2,386	2,126	5,153
4	5,217	2,872	4,124	7,348
5	6,311	3,634	6,118	7,355

P_E (K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę (kukurydzę, rzepak) na Euronext w Paryżu, bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Na giełdzie Euronext w Paryżu wyniki obydwóch testów wskazują na poziomie istotności 0,05 na przenoszenie ryzyka ekstremalnego w przypadku wzrostów cen z kontraktów futures na pszenicę na kontrakty futures na kukurydzę dla opóźnień od 3 do 5 dni i w odwrotnym kierunku z kontraktów futures na kukurydzę na kontrakty futures na pszenicę. W pozostałych przypadkach wskazania testów nie są jednoznaczne.

W tabeli 7 i 8 przedstawiono wyniki testu Cheunga i Ng oraz testu Grangera dla kontraktów futures na odpowiedni surowiec rolny na CBOT i Euronext w Paryżu. Ze względu na wielkość i znaczenie amerykańskiego rynku kontraktów futures na zboża i oleiste badano jedynie czy występuje przenoszenie ryzyka ekstremalnego z tego rynku na rynek terminowy zbóż i oleistych w Europie.

Tabela 6. Wyniki testu Grangera dla ekstremalnych logarytmicznych przyrostów cen kontraktów na Euronext w Paryżu

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_E \rightarrow K_E$	$\sim P_E \rightarrow K_E$	$\sim K_E \rightarrow P_E$	$\sim K_E \rightarrow P_E$
1	4,459	2,362	0,173	1,128
2	3,239	3,586	0,270	0,756
3	2,645	5,632	0,520	12,811
4	1,989	5,099	0,452	10,696
5	1,641	4,519	0,392	8,619
Opóźnienie	$\sim P_E \rightarrow R_E$	$\sim P_E \rightarrow R_E$	$\sim R_E \rightarrow P_E$	$\sim R_E \rightarrow P_E$
1	3,262	0,000	0,860	0,024
2	4,068	0,006	0,477	2,922
3	2,736	1,143	2,087	2,007
4	2,051	0,868	1,586	1,567
5	1,601	0,691	1,412	1,763
Opóźnienie	$\sim K_E \rightarrow R_E$	$\sim K_E \rightarrow R_E$	$\sim R_E \rightarrow K_E$	$\sim R_E \rightarrow K_E$
1	1,017	0,014	3,772	0,002
2	0,495	0,084	1,888	3,671
3	0,347	1,485	1,286	4,839
4	0,393	1,252	1,977	3,701
5	0,283	1,283	6,682	3,843

P_E (K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę (kukurydzę, rzepak) na Euronext w Paryżu, bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki zastosowanych testów wskazywały na przenoszenie ryzyka ekstremalnego z rynku terminowego pszenicy w Chicago na rynek terminowy pszenicy w Paryżu dla krótkiej pozycji dla opóźnień od 1 do 5 dni. Ponadto w przypadku pary kontraktów futures soja–rzepak rynek europejski był biorcą ryzyka z rynku amerykańskiego dla długiej pozycji dla opóźnień od 1 do 2 dni. W przypadku kontraktów futures na kukurydzę w Chicago i Paryżu nie stwierdzono występowania przenoszenia ryzyka z rynku amerykańskiego na europejski. Może to wynikać ze specyfiki rynku kontraktów futures na kukurydzę w Paryżu (małego wolumenu obrotów, struktury inwestorów).

Podsumowując, należy stwierdzić, że ekstremalne ryzyko cenowe było przenoszone tylko między niektórymi parami kontraktów futures na zboża i oleiste. Na giełdzie w Chicago na ogół transmitowane były ekstremalne spadki cen, z kolei na giełdzie w Paryżu ekstremalne wzrosty cen. Może to wynikać ze specyfiki analizowanych rynków (rynek amerykański charakteryzuje się znacznie większą liczbą otwartych pozycji i wolumenem obrotu oraz wyższym stopniem ufinansowania niż rynek europejski).

Tabela 7. Wyniki testu Cheunga i Ng dla kontraktów na CBOT i Euronext w Paryżu

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_C \rightarrow P_E$	$\sim P_C \rightarrow P_E$
1	0,337	10,710
2	0,372	11,266
3	0,711	14,034
4	0,746	18,408
5	0,780	20,057
Opóźnienie	$\sim K_C \rightarrow K_E$	$\sim K_C \rightarrow K_E$
1	0,072	0,044
2	0,091	0,088
3	2,318	0,406
4	7,039	0,784
5	7,334	1,787
Opóźnienie	$\sim S_C \rightarrow R_E$	$\sim S_C \rightarrow R_E$
1	5,732	0,098
2	6,493	0,195
3	6,566	5,363
4	9,305	6,614
5	10,924	7,339

P_C, K_C, S_C (P_E, K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę, kukurydzę, soję na CBOT (pszenicę, kukurydzę, rzepak na Euronext w Paryżu), bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

PODSUMOWANIE

W pracy analizowano zagadnienie przenoszenie ekstremalnego ryzyka cenowego między kontraktami futures na zboża i oleiste na dwóch giełdach: CBOT i Euronext w Paryżu w okresie 2006–2016. Ponadto badano czy wystąpiło w tym czasie przenoszenie ryzyka ekstremalnego z rynku kontraktów futures w Chicago na rynek odpowiednich kontraktów futures w Paryżu. Analizowany okres charakteryzował się dynamicznym rozwojem terminowych rynków surowców rolnych oraz wzrostem korelacji pomiędzy zmianami cen poszczególnych surowców rolnych na tych rynkach. Do wykrycia kierunku transmisji ryzyka ekstremalnego zastosowano test przyczynowości Grangera w ryzyku – test Cheunga i Ng. Dodatkowo w celu potwierdzenia otrzymanych wyników użyto testu przyczynowości Grangera w odniesieniu do ekstremalnych zmian cen terminowych surowców rolnych.

Tabela 8. Wyniki testu Grangera dla ekstremalnych logarytmicznych przyrostów cen kontraktów na CBOT i Euronext w Paryżu

Opóźnienie	Lewy ogon	Prawy ogon
	$\sim P_C \rightarrow P_E$	$\sim P_C \rightarrow P_E$
1	2,742	6,171
2	1,462	3,652
3	1,030	2,460
4	1,409	3,806
5	1,316	3,034
Opóźnienie	$\sim K_C \rightarrow K_E$	$\sim K_C \rightarrow K_E$
1	2,389	0,030
2	1,250	0,094
3	1,178	0,115
4	1,720	0,270
5	1,463	0,234
Opóźnienie	$\sim S_C \rightarrow R_E$	$\sim S_C \rightarrow R_E$
1	16,609	0,054
2	8,292	1,947
3	5,520	2,616
4	4,542	3,120
5	3,633	2,927

P_C, K_C, S_C (P_E, K_E, R_E) – kontrakt futures na pszenicę, kukurydzę, soję na CBOT (pszenicę, kukurydzę, rzepak na Euronext w Paryżu), bold czarna (szara) czcionka – odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera na poziomie istotności 0,05 (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Przedstawione wyniki testów wskazują na:

- występowanie zależności przyczynowych w sensie Grangera w ryzyku pomiędzy niektórymi kontraktami terminowymi na CBOT, jak i na Euronext w Paryżu, przy czym charakter tych zależności jest różny na obu giełdach;
- przenoszenie ryzyka w przypadku ekstremalnych spadków cen z CBOT na Euronext w Paryżu dla pary kontraktów futures na oleiste;
- przenoszenie ryzyka w przypadku ekstremalnych wzrostów cen z CBOT na Euronext dla pary kontraktów futures na pszenicę.

Przeprowadzone badanie warto rozszerzyć o analizę przenoszenia ryzyka pomiędzy rynkami kontraktów futures na zboża i oleiste w różnych podokresach dla różnych poziomów tolerancji wartości zagrożonej.

Podsumowując, należy stwierdzić, że przenoszenie ryzyka ekstremalnego występowało na rynkach terminowych zbóż i oleistych w latach 2006–2016. Wiedza na temat mechanizmu transmisji ryzyka ekstremalnego może

zostać wykorzystana do precyzyjniejszego prognozowania ryzyka ekstremalnego.

LITERATURA

- Acworth W. (2016), *2015 Annual Survey: Global Derivatives Volume*, „MarketVoice”, <http://www.marketvoicemag.org/?q=content/2015-annual-survey-global-derivatives-volume> (29.09.2017).
- Charemza W. W., Deadman D. F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Cheung Y. W., Ng L. K. (1996), *Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market Prices*, „Journal of Econometrics”, 72(1–2), 33–48, DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01714-X](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01714-X).
- Christoffersen P. (1998), *Evaluating Interval Forecasts*, „International Economic Review”, 39(4), 841–862.
- Christoffersen P., Pelletier D. (2004), *Backtesting Value-at-Risk: a Duration Based Approach*, „Journal of Financial Econometrics”, 2(1), 84–108.
- Diebold F. X., Liu L., Yilmaz K. (2017), *Commodity Connectedness*, PIER Working Paper 17–003, SSRN-id 2931077.pdf., (29.09.2017).
- Disaggregated Commitment of Traders Reports* (2004–2015), <http://www.cftc.gov/marketreports/commitmentsoftraders/index.htm> (5.09.2016).
- Doman M., Doman R. (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wyd. Oficyna, Kraków.
- Domański Cz. (2010), *Uwagi o testach Jarque’a-Bera*, „Przegląd Statystyczny”, 57(4), 19–26.
- Echaust K. (2014), *Ryzyko zdarzeń ekstremalnych na rynku kontraktów futures w Polsce*, Wyd. UEP, Poznań.
- Fałdziński M. (2014), *Analiza transferu ryzyka ekstremalnego między wybranymi rynkami finansowymi z zastosowaniem przyczynowości w ryzyku w sensie Grangera*, „Przegląd Statystyczny”, r. LXI, z. 4, 433–448.
- Granger C. W. J. (1969), *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, „Econometrica”, 37(3), 424–438.
- Grosche S. C., Heckelei T. (2016), *Directional Volatility Spillovers between Agricultural, Crude Oil, Real Estate and other Financial Markets*, [in:] *Food Price Volatility and Its Implications for Food Security and Policy*, Springer International Publishing, 183–205, DOI: http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-28201-5_9.
- Hong Y., Liu Y., Wang S. (2009), *Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover between Financial Markets*, „Journal of Econometrics”, 150(2), 271–287, DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.12.013>.
- Irwin S. H., Sanders, D. R. (2012), *Financialization and Structural Change in Commodity Futures Markets*, „Journal of Agricultural and Applied Economics”, 44(3), 371–396.
- Jajuga K. (2007), *Zarządzanie ryzykiem*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa.
- Jerzak M. A. (2013), *Towarowy rynek terminowy w rolnictwie*, Wyd. UPP, Poznań.
- Kupiec P. (1995), *Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Management Models*, „Journal of Derivatives”, 3, 73–84.
- McNeil A. J., Frey R. (2000), *Estimation of Tail-Related Risk for Heteroscedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach*, „Journal of Empirical Finance”, 7(3), 271–300.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.

- Osińska M. (2008), *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wyd. Naukowe UMK, Toruń.
- Osińska M. (2011), *On the Interpretation of Causality in Granger's Sense*, „Dynamic Econometric Models”, 11, 129–139, DOI: <http://dx.doi.org/10.12775/DEM.2011.009>.
- Śmiech S., Papież M., Fijorek K. (2017), *Volatility Spillovers Between Food, Energy, US Dollar, and Equity Markets. Evidence from Diebold-Yilmaz's Approach*, [w:] M. Papież, S. Śmiech (Eds.), *The 11th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena*, Conference Proceedings, Cracow: Foundation of the Cracow University of Economics, 407–416, http://pliki.konferencjazakopiainska.pl/proceedings_2017/.
- Tang K., Xiong W. (2012), *Index Investment and Financialization of Commodities*, „Financial Analysts Journal”, 68(6), 54–74.
- Tomaszewski J. (2015), *Finansjalizacja a zmiany strukturalne na rynku towarów rolnych w pierwszych latach XXI w.*, „Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, Sectio H Oeconomia”, 49(4), 601–610, DOI: <http://dx.doi.org/10.1795/h.2015.49.4.601>.

TRANSFER OF EXTREME RISK BETWEEN MARKETS OF FUTURES CONTRACTS FOR AGRICULTURAL RAW MATERIALS

A b s t r a c t. The paper presents the results of the analysis of extreme risk transfer between selected grains and oilseeds futures markets in the US and Europe. For this purpose, Granger causality in risk test was used in the Cheung and Ng variant. This test examines the correlation between series of information about exceedances of the estimated value at risk by the returns of contracts prices. In addition, the Granger test was used in relation to the returns of contracts prices exceeding the value at risk. The results show extreme risk transfer only between some contracts on the CBOT, and the Euronext in Paris. In addition, risk transmission from the US market to the European market has been detected in the case of extreme increases in wheat prices and extreme drops in oilseeds prices.

K e y w o r d s: risk, Granger causality, value at risk, markets for agricultural raw materials, futures contracts.