

## Wartość zagrożona w warunkach ufinansowania rynków surowców rolnych

Małgorzata Just\*

**Streszczenie:** *Cel* – Celem głównym pracy była analiza przydatności wybranych warunkowych modeli szacowania wartości zagrożonej do pomiaru ryzyka inwestycji na rynkach kontraktów futures na surowce rolne wobec ufinansowania tych rynków. Celem dodatkowym była ocena i porównanie poziomu ryzyka inwestycji w kontrakty futures na poszczególne surowce rolne na różnych giełdach.

*Metodologia badania* – Wykorzystano modele GARCH z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta, GARCH-EVT i GARCH-FHS do szacowania wartości zagrożonej kontraktów futures na surowce rolne oraz testy Kupca, Christoffersena, Christoffersena i Pelletiera do oceny jakości oszacowań wartości zagrożonej.

*Wynik* – Modele GARCH z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta i GARCH-EVT pozwoliły na poprawne szacowanie wartości zagrożonej kontraktów futures na surowce rolne w okresie ufinansowania rynków surowców rolnych. Występowały różnice w poziomie ryzyka inwestycji w kontrakty futures na dany surowiec rolny na różnych giełdach.

*Oryginalność/Wartość* – Według wiedzy autora zagadnienie pomiaru wartości zagrożonej kontraktów futures na surowce rolne rzadko było podejmowane w literaturze, szczególnie w przypadku kontraktów notowanych na różnych giełdach.

**Słowa kluczowe:** ryzyko inwestycji, kontrakty futures na surowce rolne

### Wprowadzenie

Od początku XXI wieku można zaobserwować wzrost zainteresowania inwestycjami w towary i surowce, w tym surowce rolne. W 2015 roku wolumen obrotu kontraktami futures i opcjami na surowce rolne wzrósł do blisko 1 639,67 mln szt. z niespełna 378,90 mln szt. w 2005 roku (Acworth, 2016). Zwiększonej liczbie transakcji surowcowymi instrumentami pochodnymi towarzyszyła zmiana struktury inwestorów. Na giełdzie w Chicago udział inwestorów finansowych w całkowitym wolumenie obrotów kontraktami futures na pszenicę wzrósł z 28% w 2004 do 49% w 2014 roku, następnie obniżył się do 44% w 2015 roku. Na rynku kontraktów futures na kukurydzę i soję udział inwestorów finansowych w wolumenie obrotów także wzrósł z odpowiednio 19% i 22% w 2004 do 48% i 51% w 2010 roku, w kolejnych latach oscylował na ogół na poziomie niższym o kilka

---

\* dr inż. Małgorzata Just, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu, Wydział Ekonomiczno-Społeczny, e-mail: m.just@up.poznan.pl

punktów procentowych<sup>1</sup> (Disaggregated Commitment of Traders Reports, 2004–2015). Wzrost aktywności inwestorów finansowych w wolumenie obrotów na rynkach towarowych określany jest ufinansowaniem (finansjalizacją) tych rynków (Tomaszewski, 2015).

Procesowi ufinansowania rynków towarowych towarzyszył wzrost zmienności cen towarowych instrumentów pochodnych. Spowodowało to większe zainteresowanie instytucji nadzorujących rynki finansowe, a także praktyków oraz teoretyków zajmujących się inwestycjami metodami kwantyfikacji potencjalnych strat, których doświadczyć mogą podmioty dokonujące tych inwestycji. Podstawową miarą ryzyka stosowaną przez instytucje finansowe oraz nadzorujące do szacowania ryzyka rynkowego jest wartość zagrożona (*Value at Risk*, VaR). „Wartość tej miary jest to kwota kapitału, którą inwestor powinien przetrzymać przez pewien czas (najczęściej 24 godziny), jako zabezpieczenie przed ryzykiem” (Stryjek, 2013, s. 394). Ważnym zagadnieniem jest wybór właściwej metody szacowania wartości zagrożonej (modelu VaR), zależy on od własności rozkładu stóp zwrotu z inwestycji i czasu, na który jest obliczana wartość zagrożona.

Wartość zagrożoną można również użyć do szacowania ryzyka inwestycji w kontrakty futures na surowce rolne, odnoszącego się do niekorzystnych zmian kursów kontraktów. Rozkłady stóp zwrotów z kursów kontraktów futures na surowce rolne cechują się leptokurtycznością i grubymi ogonami, w niektórych przypadkach również skośnością, poza tym w szeregach stóp zwrotów występuje grupowanie zmienności (Giot, Laurent, 2003; Morgan, Cotter, Dowd, 2012; Van Oordt, Stork, De Vries, 2013). Warunkowe modele szacowania wartości zagrożonej pozwalają lepiej uchwycić dynamikę stóp zwrotów niż bezwarunkowe metody. Stąd celem pracy jest analiza przydatności wybranych warunkowych modeli szacowania wartości zagrożonej do pomiaru ryzyka inwestycji na rynkach kontraktów futures na surowce rolne wobec ufinansowania tych rynków. Analizowana będzie przydatność wykorzystania modeli klasy GARCH oraz modelu GARCH-EVT i GARCH-FHS do szacowania wartości zagrożonej kontraktów futures na surowce rolne, które są notowane na różnych giełdach. Celem dodatkowym jest ocena i porównanie poziomu ryzyka inwestycji w kontrakty futures na poszczególne surowce rolne na różnych giełdach.

Badania dotyczące szacowania wartości zagrożonej na rynkach kontraktów futures na surowce rolne były już przeprowadzone. Nie obejmowały one jednak kontraktów futures na poszczególne surowce z różnych giełd, zwykle wykorzystywano w nich także różne zbiory metod (zob. Morgan i in., 2012; Van Oordt i in., 2013).

## 1. Warunkowe modele VaR

Wartość zagrożoną definiuje się jako taką wielkość straty wartości inwestycji (instrumentu finansowego), że prawdopodobieństwo jej poniesienia lub przekroczenia w zadanym hory-

---

<sup>1</sup> Podano udział inwestorów finansowych rejestrowanych jako non-commercial w ostatnim dniu w danym roku, w którym był sporządzany raport. Nie uwzględniono transakcji nieraportowanych, których udział wynosił od kilku do kilkunastu proc. Często nie ma rzetelnych danych o strukturze inwestorów na mniejszych rynkach.

zonce czasu jest równe ustalonemu poziomowi tolerancji. VaR zwykle określa się wzorem (Jajuga, Kuziak, Papla, Rokita, 2001):

$$P(P_t \leq P_{t-1} - VaR) = \alpha, \quad (1)$$

gdzie:

$P_t$  – wartość inwestycji w instrument finansowy w okresie  $t$ ,

$\alpha$  – ustalony poziom tolerancji.

Strata z inwestycji może być również wyrażona procentowo. Pozwala to na porównywanie ryzyka inwestycji w różne aktywa. Jeżeli  $r_t$  oznacza procentową logarytmiczną stopę zwrotu z inwestycji w instrument finansowy w okresie  $t$ , to VaR w ujęciu procentowym definiuje się wzorem:

$$P(r_t \leq -VaR) = \alpha. \quad (2)$$

Przy szacowaniu wartości zagrożonej ważną rolę odgrywa zmienność instrumentu finansowego. W przypadku warunkowych modeli VaR przez zmienność warunkową instrumentu finansowego rozumie się warunkowe odchylenie standardowe (wariancję warunkową) stopy zwrotu z instrumentu finansowego.

Założmy, że procentowa logarytmiczna stopa zwrotu z inwestycji w instrument finansowy generowana jest przez proces (Doman, Doman, 2009):

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

gdzie:  $\sigma_t$  – zmienność warunkowa w okresie  $t$ ,  $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$  oraz zmienna  $\varepsilon_t$  ma dystrybuantę  $F_{\varepsilon_t}$ .

Dla długiej pozycji w instrumencie finansowym, przynoszącej stratę, jeśli cena tego instrumentu spada, VaR na poziomie istotności  $\alpha$  można przedstawiać wzorem<sup>2</sup>:

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

gdzie:

$F_{\varepsilon_t}^{-1}(\alpha)$  –  $\alpha$ -kwantyl zmiennej  $\varepsilon_t$ ,

$\sigma_t(1)$  – prognoza zmienności warunkowej na jeden okres naprzód.

Dla krótkiej pozycji w instrumencie finansowym, ponoszącej stratę, jeśli cena tego instrumentu rośnie, VaR określony jest wzorem:

$$VaR_{1-\alpha} = \sigma_t(1)F_{\varepsilon_t}^{-1}(1-\alpha). \quad (5)$$

W przedstawionym podejściu znacząco wpływa na oszacowania VaR jakość prognoz zmienności warunkowej, która zależy od przyjętego modelu zmienności. Poniżej zostaną przedstawione modele, które zastosowano w pracy do szacowania wartości zagrożonej.

Szczególnie użyteczne w modelowaniu szeregów stóp zwrotów instrumentów finansowych charakteryzujących się występowaniem skupisk zmienności są modele z rodziny uogólnionych modeli autoregresyjnej heteroskedastyczności warunkowej (*Generalized*

<sup>2</sup> W pracy rozważany jest VaR względny, w którego przypadku zakłada się, że średnia stopa zwrotu wynosi zero.

*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, GARCH). W praktyce najczęściej używany jest model GARCH(1,1) (Bollerslev, 1986):

$$r_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha r_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (6)$$

gdzie:

$\varepsilon_t \sim iid(0,1)$ ,  $\omega, \alpha, \beta > 0$ ,  $\alpha + \beta < 1$ ,

$r_t$  – stopa zwrotu w okresie  $t$ ,

$\sigma_t^2$  – wariancja warunkowa w okresie  $t$ ,

$\varepsilon_t$  – ciąg niezależnych zmiennych losowych o jednakowym standaryzowanym rozkładzie.

Spośród modeli GARCH często stosowany jest model GARCH(1,1) z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta, ponieważ pozwala uwzględnić skośność oraz własność grubych ogonów rozkładów stóp zwrotów z instrumentów finansowych.

Chęć precyzyjnego opisanie dynamiki zmienności stóp zwrotów i bardziej dokładnego modelowania ogonów rozkładów stóp zwrotów z instrumentów finansowych doprowadziła do powstania modelu GARCH-EVT. W modelu GARCH-Extreme Value Theory (GARCH-EVT) stosuje się teorię wartości ekstremalnych do modelowania ogona rozkładu reszt standaryzowanych z modelu GARCH z rozkładem normalnym (McNeil, Frey, 2000). W modelu tym wyznacza się parametry uogólnionego rozkładu Pareto (*Generalized Pareto Distribution*, GPD) dla reszt standaryzowanych z modelu GARCH, a następnie oblicza VaR dla pozycji krótkiej ze wzoru:

$$VaR_{1-\alpha} = \sigma_t(1) VaREVT_{1-\alpha}, \quad (7)$$

gdzie:

$\sigma_t(1)$  – prognoza zmienności warunkowej na jeden okres naprzód z modelu GARCH(1,1) z rozkładem normalnym,

$VaREVT_{1-\alpha}$  – wartość zagrożona wyznaczana ze wzoru (8) dla reszt standaryzowanych  $\hat{\varepsilon}_t$  z modelu GARCH(1,1) z rozkładem normalnym.

Do analizy zdarzeń ekstremalnych wykorzystuje się model maksimumów blokowych (*Block Maxima Model*, BMM) lub model przekroczeń (*Peaks over Threshold Model*, POT). W pierwszym rozwiązaniu modelowany jest rozkład ekstremów stóp zwrotu, w drugim estymowany jest jedynie ogon rozkładu stóp zwrotu. W modelu przekroczeń ogon rozkładu stóp zwrotów modelowany jest za pomocą uogólnionego rozkładu Pareto, a początek ogona jest określany przez ustalenie wartości progowej (McNeil, 1999). Modelowanie jedynie ogonów rozkładu, a nie całego rozkładu, umożliwia dokładniejszą ich estymację. Model POT pozwala przedstawić także analitycznie miarę VaR.

Na podstawie modelu przekroczeń VaR dla pozycji krótkiej wyznacza się ze wzoru (McNeil, 1999):

$$VaREVT_{1-\alpha} = u + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left( \left( \frac{n}{N_u} \alpha \right)^{\frac{1}{\hat{\xi}}} - 1 \right) \quad (8)$$

gdzie:

$\alpha$  jest poziomem tolerancji dla VaR,

$\hat{\beta}$ ,  $\hat{\xi}$  – parametry uogólnionego rozkładu Pareto,

$u$  – wartość progowa oznaczająca początek ogona,

$n$  – liczba obserwacji,

$N_u$  – liczba obserwacji pochodząca z ogona rozkładu.

W celu wyznaczenia VaR dla pozycji długiej należy przeprowadzić obliczenia dla reszt standaryzowanych pomnożonych przez minus jeden. Wybór wartości progowej istotnie wpływa na oszacowania parametrów rozkładu, jednak już same oszacowania VaR są mniej wrażliwe na przyjętą wartość progową (Echaust, 2014).

Innym modelem pozwalającym uwzględnić dynamikę zmienności stóp zwrotu i własności ich empirycznych rozkładów jest model GARCH-FHS. W modelu GARCH-Filtered Historical Simulation (GARCH-FHS) stosuje się metodę symulacji historycznej do reszt standaryzowanych z modelu GARCH (Hull, White, 1998). Oznacza to, że wyznacza się kwantyl empiryczny dla reszt standaryzowanych otrzymanych z modelu GARCH, a następnie oblicza się VaR dla pozycji długiej i krótkiej odpowiednio ze wzorów:

$$VaR_{\alpha} = -\sigma_t(1)F_{\hat{\varepsilon}_t}^{-1}(\alpha), \quad VaR_{1-\alpha} = \sigma_t(1)F_{\hat{\varepsilon}_t}^{-1}(1-\alpha), \quad (9)$$

gdzie:

$\sigma_t(1)$  – prognoza zmienności warunkowej na jeden okres naprzód z modelu GARCH(1,1) z rozkładem normalnym,

$F_{\hat{\varepsilon}_t}^{-1}(\alpha)$  –  $\alpha$ -kwantyl empiryczny reszt standaryzowanych  $\hat{\varepsilon}_t$  z modelu GARCH(1,1) z rozkładem normalnym.

Słabością tej metody jest duża wrażliwość empirycznego kwantyla na ekstremalne obserwacje.

## 2. Opis danych

Wartości zagrożone szacowano dla inwestycji w kontrakty futures na zboża i oleiste z dwóch europejskich i dwóch amerykańskich giełd. Do szacowania VaR wykorzystano szeregi kontynuacyjne dziennych kursów zamknięcia kontraktów futures na pszenicę konsumpcyjną, kukurydzę i rzepak z giełdy Euronext w Paryżu odpowiednio od 3 stycznia 2002, 23 kwietnia 2003 i 11 stycznia 2002 do 23 sierpnia 2016; pszenicę paszową z ICE Futures Europe w Londynie od 8 stycznia 2002 do 23 sierpnia 2016; pszenicę, kukurydzę i soję z Chicago Board of Trade (CBOT) od 4 stycznia 2002 do 23 sierpnia 2016; rzepak z ICE Futures Canada w Winnipeg od 3 stycznia 2002 do 23 sierpnia 2016 (www.barchart.com). Szeregi kontynuacyjne kursów terminowych utworzono za pomocą najbliższej serii kontraktów. Na podstawie kursów kontraktów futures wyznaczono dzienne procentowe logarytmiczne stopy zwrotu ze wzoru:  $r_t = 100 \ln(P_t / P_{t-1})$ , gdzie  $P_t$  oznacza kurs kontraktu futures w okresie  $t$ . Statystyki opisowe i wartości testu Jarque'a-Bery dla otrzymanych szeregów stóp zwrotu oraz wartości testu Ljung-Boxa dla szeregów kwadratów stóp zwrotu przedstawiono w tabeli 1.

**Tabela 1**

Statystyki opisowe analizowanych szeregów stóp zwrotów oraz wartość testu Jarque'a-Bery (JB) dla szeregów stóp zwrotu i testu Ljung-Boxa z opóźnieniem 1 i 5 ( $Q^2$ ) dla szeregów kwadratów stóp zwrotu

Kontrakt	Średnia	Odch. stand.	Max	Min	Skośność	Kurtoza	JB	$Q^2(1)$	$Q^2(5)$
Pszenica CBOT	0,0077	2,08	8,79	-9,97	0,07	<b>4,56</b>	<b>377,91</b>	<b>76,33</b>	<b>250,32</b>
Pszenica Euronxt	0,0059	1,46	13,42	-16,40	<b>-0,64</b>	<b>19,52</b>	<b>42 739,63</b>	<b>95,02</b>	<b>110,01</b>
Pszenica ICE	0,0134	1,34	13,13	-12,36	<b>0,31</b>	<b>12,60</b>	<b>14 257,97</b>	<b>27,96</b>	<b>55,04</b>
Kukurydza CBOT	0,0131	1,93	9,99	-27,30	<b>-0,73</b>	<b>15,55</b>	<b>24 516,08</b>	3,62	12,77
Kukurydza Euronext	0,0090	1,33	10,21	-20,67	<b>-1,70</b>	<b>36,37</b>	<b>160 082,97</b>	<b>15,53</b>	<b>17,34</b>
Soja CBOT	0,0242	1,74	7,63	-15,93	<b>-1,15</b>	<b>11,44</b>	<b>11 746,15</b>	<b>38,56</b>	<b>78,80</b>
Rzepak ICE	0,0095	1,37	7,15	-13,76	<b>-0,63</b>	<b>9,87</b>	<b>7 429,01</b>	<b>34,82</b>	<b>213,02</b>
Rzepak Euronext	0,0111	1,17	7,73	-17,50	<b>-2,42</b>	<b>31,97</b>	<b>134 292,16</b>	3,11	<b>13,85</b>

Pogrubioną czcionką zaznaczono przypadki odrzucenie hipotez zerowych: średnia wynosi 0 (test  $t$ ), skośność wynosi 0 (test D'Agostino), kurtoza wynosi 3 (test Anscombe-Glynn), rozkład jest normalny (test Jarque'a-Bery), nie występuje autokorelacja (test Ljung-Boxa) na poziomie istotności 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Średnie arytmetyczne z stóp zwrotu z kursów wszystkich kontraktów futures były bliskie zera i nie różniły się istotnie od zera na poziomie istotności 0,05. W tej sytuacji wyznaczony zostanie VaR względny. Największą zmiennością, mierzoną odchyleniem standardowym, charakteryzowały się stopy zwrotu z cen kontraktu futures na pszenicę notowanego na CBOT. Stopy zwrotu z kursów terminowych na giełdzie CBOT cechowały się wyższym poziomem zmienności niż stopy zwrotu z kursów kontraktów futures na pozostałych analizowanych giełdach. Skośność nie była statystycznie istotna na poziomie istotności 0,05 dla stóp zwrotu z kursów terminowych pszenicy na CBOT. W przypadku pozostałych stóp zwrotu z kursów kontraktów futures występowała na ogół ujemna skośność. Wskazuje to na występowanie asymetrii profilu ryzyka ponoszonego na krótkiej i długiej pozycji w tych kontraktach. Dla wszystkich analizowanych szeregów stóp zwrotu z kursów terminowych wartości kurtozy były istotnie większe od trzech na poziomie istotności 0,05. Ponadto wartości kurtozy stóp zwrotu z inwestycji w kontrakty futures na giełdzie Euronext były znacznie większe niż wartość kurtozy stóp zwrotu z inwestycji w pozostałe kontrakty. Oznacza to, że rozkłady stóp zwrotu z kursów wszystkich analizowanych kontraktów futures na surowce rolne charakteryzowały się grubymi ogonami. Odrzucenia hipotezy o normalności badanych rozkładów stóp zwrotu z kursów terminowych dokonano na podstawie testu Jarque'a-Bery. W związku z tym wskazane jest modelowanie stóp zwrotu z kursów analizowanych kontraktów za pomocą rozkładów uwzględniających grube ogony i skośność. We wszystkich analizowanych szeregach występowała autokorelacja w kwadratach stóp zwrotu, na ogół silny efekt ARCH występował już przy opóźnieniu jeden. Stąd zasadne wydaje się użycie do opisu zmienności modelu GARCH(1,1). Przy szacowaniu VaR wykorzystane zostanie

ruchome okno o ustalonej długości – 500 obserwacji, które będzie przesuwane o jedną obserwację. W tej sytuacji należy zaznaczyć, że powyższe spostrzeżenia wykorzystane do wyboru metody szacowania VaR dotyczą szeregów stóp zwrotu z całego analizowanego okresu.

### 3. Wykorzystanie warunkowych modeli VaR do pomiaru ryzyka inwestycji w kontrakty futures na surowce rolne

Wartości zagrożone inwestycji wyznaczano dla inwestora zajmującego pozycję długą i krótką w kontraktach futures na zboża i oleiste, czyli dla lewych i prawych ogonów rozkładów stóp zwrotu z kontraktów. VaR szacowano codziennie w dni sesyjne od początku stycznia 2004 roku (w przypadku kontraktów na kukurydzę z giełdy Euronext od 5 kwietnia 2005 roku, ze względu na dostępne dane) do 24 sierpnia 2016 roku, wykorzystując 500 dziennych logarytmicznych stóp zwrotu z kursów kontraktów poprzedzających ten dzień. Obliczenia przeprowadzono dla dwóch poziomów tolerancji: 0,01 i 0,05. Biorąc pod uwagę własności szeregów stóp zwrotu z kursów terminowych surowców rolnych, wyznaczono VaR, wykorzystując trzy warunkowe modele: GARCH(1,1) z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta (GARCH-SST), GARCH-EVT – przyjmując wartość progową na poziomie 90% oraz GARCH-FHS.

Model VaR jest przydatny do pomiaru ryzyka inwestycji, gdy poprawnie je szacuje. Ocena przydatności modeli VaR przeprowadza się za pomocą testowania wstecznego (*backtesting*), gdzie ocenia się poprawność metody na podstawie liczby przekroczeń oszacowanej wartości zagrożonej przez empiryczne stopy zwrotu. Obliczając VaR na poziomie tolerancji  $a$ , wymaga się, żeby udział przekroczonych poziomów VaR przez empiryczne stopy zwrotu we wszystkich w próbie wynosił  $a$ . Gdy udział przekroczeń jest większy od założonego, to model niedoszacowuje ryzyka. W przypadku przeciwnym model przeszacowuje ryzyko. Poprawnie szacujący ryzyko model VaR powinien cechować się również równomiernym rozkładem przekroczeń wartości zagrożonych przez empiryczne stopy zwrotu. Jeżeli przekroczenia występują seriami, to model naraża inwestora na kumulację strat. Aby sprawdzić przydatności modeli do szacowania wartości zagrożonej inwestycji w kontrakty futures na surowce rolne wyznaczono: oczekiwaną ( $ET$ ) oraz rzeczywistą ( $T_1$ ) liczbę przekroczeń oszacowanych VaR oraz zastosowano testy: Kupca (1995) ( $LR\_UC$ , hipoteza zerowa: udział przekroczeń VaR jest zgodny z założonym  $\alpha$ ), Christoffersena (1998) ( $LR\_CC$ , hipoteza zerowa: udział przekroczeń VaR jest zgodny z założonym  $\alpha$  i przekroczenia są niezależne – pierwsze przekroczenie) oraz Christoffersena i Pelletiera (2004) ( $LR\_D$ , hipoteza zerowa: okresy między przekroczeniami VaR są niezależne) w analizowanym okresie. Wyniki badania przedstawiono w tabelach 2–4.

**Tabela 2**

Ocena jakości oszacowań VaR dla kontraktów futures na surowce rolne notowane na Euronext

	Pszenica Euronext				Kukurydza Euronext				Rzepak Euronext			
	lewy ogon		prawy ogon		lewy ogon		prawy ogon		lewy ogon		prawy ogon	
$\alpha$	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05
Model	GARCH-SST				GARCH-SST				GARCH-SST			
ET	32	161	32	161	29	145	29	145	32	161	32	161
$T_1$	41	178	33	160	23	155	31	157	28	149	28	172
LR_UC	2,1378	1,6349	0,0119	0,0236	1,4129	0,6059	0,1162	0,8926	0,6271	1,1103	0,6271	0,6506
LR_CC	3,1897	3,4509	0,6917	5,7328	3,2482	4,3911	0,7829	3,2719	1,1158	<b>6,0046</b>	1,1158	1,2533
LR_D	1,1009	2,1689	0,8406	3,5635	1,3790	0,0016	0,5870	0,9734	0,6012	1,7821	0,1619	0,1028
Model	GARCH-EVT				GARCH-EVT				GARCH-EVT			
ET	32	161	32	161	29	145	29	145	32	161	32	161
$T_1$	36	172	31	160	27	150	31	143	32	165	23	178
LR_UC	0,3945	0,6506	0,0603	0,0236	0,1642	0,1293	0,1162	0,0549	0,0045	0,0621	3,0533	1,6349
LR_CC	1,2043	1,0499	0,6598	2,0756	5,2148	3,5242	0,7829	1,3087	0,6435	3,5657	3,3825	2,0224
LR_D	2,4193	0,1751	1,5299	0,4123	2,6550	1,2455	1,4614	0,6111	1,4290	2,4555	0,8087	0,0632
Model	GARCH-FHS				GARCH-FHS				GARCH-FHS			
ET	32	161	32	161	29	145	29	145	32	161	32	161
$T_1$	39	170	36	159	36	152	30	146	42	161	31	186
LR_UC	1,2833	0,4200	0,3945	0,0550	1,5129	0,2784	0,0248	0,0005	2,6397	0,0053	0,0603	3,6109
LR_CC	2,2345	0,9225	1,2043	2,2234	4,5549	3,3630	0,6489	0,9910	3,7440	2,9568	0,6598	3,9261
LR_D	1,3054	0,1548	3,5177	0,7613	1,2575	2,1372	1,0575	0,4762	0,0705	1,9738	3,7666	0,0026

Pogrubioną czcionką zaznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych testów na poziomie istotności 0,05.  
Źródło: opracowanie własne.

Oceniając jakość oszacowań VaR dla surowcowych kontraktów futures notowanych na Euronext, można stwierdzić, że dla wszystkich modeli w prawie 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. Tylko w jednym przypadku dla kontraktu futures na rzepak odrzucono hipotezę o zgodności liczby przekroczeń i niezależności pierwszego przekroczenia na poziomie istotności 0,05, w tym wypadku statystka testowa tylko nieznacznie przekroczyła wartość krytyczną.



Tabela 3

Ocena jakości oszacowań VaR dla kontraktów futures na surowce rolne notowane na CBOT

	Pszenica CBOT				Kukurydza CBOT				Soja CBOT			
	lewy ogon		prawy ogon		lewy ogon		prawy ogon		lewy ogon		prawy ogon	
$\alpha$	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05
Model	GARCH-SST				GARCH-SST				GARCH-SST			
ET	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159
$T_1$	30	168	37	153	35	148	32	153	37	144	32	172
LR_UC	0,1107	0,4975	0,7996	0,2615	0,3049	0,8559	0,0007	0,2615	0,7996	1,5861	0,0007	1,0484
LR_CC	0,6814	0,4998	1,6460	5,7301	3,8217	<b>8,9761</b>	0,6505	2,0724	1,3656	<b>7,2194</b>	0,6505	1,3819
LR_D	0,6177	0,1810	0,0021	0,3640	0,0417	0,6436	0,6029	0,1464	1,5233	0,0050	0,0665	0,0491
Model	GARCH-EVT				GARCH-EVT				GARCH-EVT			
ET	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159
$T_1$	38	183	42	156	41	159	33	162	40	174	36	152
LR_UC	1,1297	3,5649	2,9698	0,0703	2,4344	0,0004	0,0415	0,0497	1,9484	1,3979	0,5241	0,3525
LR_CC	2,0477	3,5940	5,3886	4,9628	<b>8,2248</b>	<b>8,9023</b>	0,7327	2,7537	2,3424	<b>13,3829</b>	1,3475	0,6061
LR_D	0,4419	0,0138	1,7460	0,1487	3,0303	3,1114	0,5419	0,0066	0,4162	0,0015	0,1023	0,0167
Model	GARCH-FHS				GARCH-FHS				GARCH-FHS			
ET	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159	31	159
$T_1$	38	179	40	168	43	164	36	165	45	176	43	151
LR_UC	1,1297	2,4832	1,9484	0,4975	3,5535	0,1478	0,5241	0,2161	<b>4,8612</b>	1,7960	3,5535	0,4574
LR_CC	2,0477	2,4836	4,6739	4,5827	5,7582	<b>11,3492</b>	1,3475	2,5338	<b>6,8014</b>	<b>13,1786</b>	4,7308	0,6760
LR_D	0,0194	0,0389	1,1317	0,0025	3,7131	<b>5,7811</b>	3,0117	0,0027	0,1335	0,0071	0,1986	0,1954

Pogrubioną czcionką zaznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych testów na poziomie istotności 0,05.  
Źródło: opracowanie własne.

Oszacowania VaR dla surowcowych kontraktów futures notowanych na CBOT były nieco gorsze. W przypadku oszacowań VaR, za pomocą wszystkich zastosowanych modeli, dla kontraktów futures na pszenicę niezależnie od zajmowanej pozycji w kontrakcie oraz dla kontraktów futures na kukurydzę i soję w przypadku krótkiej pozycji liczba przekroczeń VaR mieściła się w dopuszczalnych granicach oraz przekroczenia były równomiernie rozmieszczone. Jednak wyniki uzyskane dla długiej pozycji w kontraktach futures na kukurydzę i soję były gorsze, przy tym oszacowania uzyskane za pomocą modeli GARCH-SST i GRCH-EVT były na ogół akceptowalne. Liczba przekroczeń VaR wyznaczonych za pomocą tych modeli mieściła się w dopuszczalnych granicach, a liczba dni między kolejnymi przekroczeniami była niezależna. Jednak w wypadku tych oszacowań VaR w ponad połowie przypadków odrzucono hipotezę testu Christoffersena na poziomie istotności 0,05, ale na poziomie istotności 0,01 już tylko w jednym przypadku. Zdecydowanie najgorsze

rezultaty uzyskano dla oszacowań VaR dla kontraktów futures na kukurydzę i soję z modelu GARCH-FHS.

**Tabela 4**

Ocena jakości oszacowań VaR dla kontraktów futures na surowce rolne notowane na ICE futures Europe i ICE futures Canada

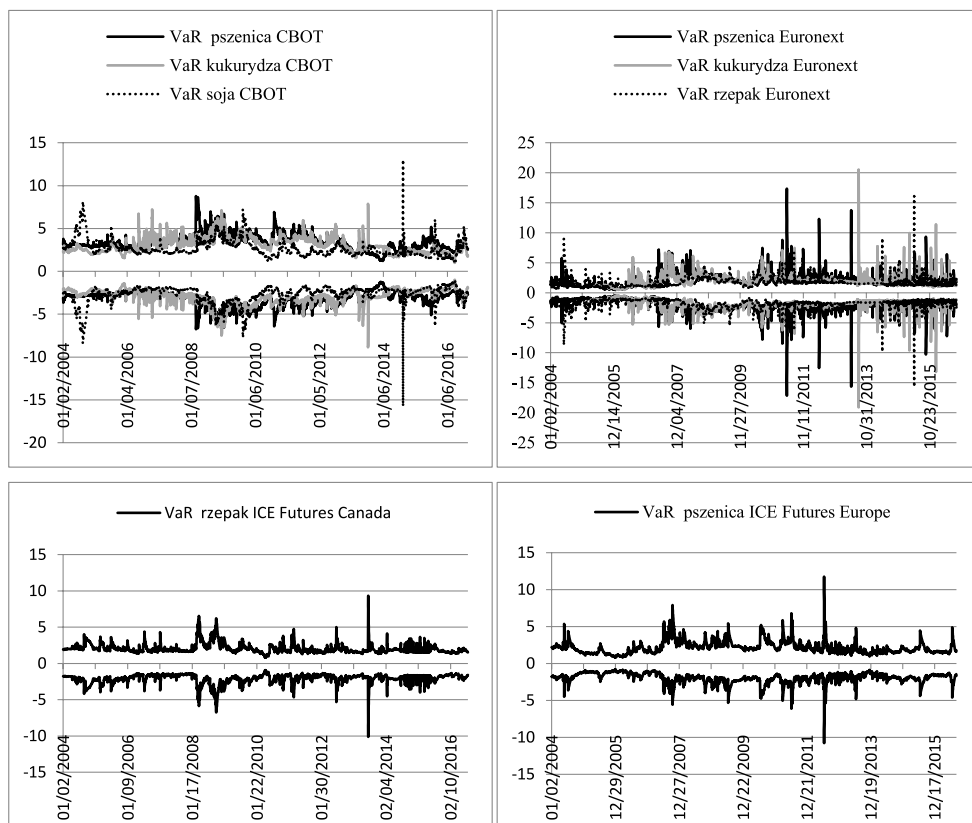
	Pszenica ICE Futures Europe				Rzepak ICE Futures Canada			
	lewy ogon		prawy ogon		lewy ogon		prawy ogon	
$\alpha$	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05	0,01	0,05
Model	GARCH-SST				GARCH-SST			
ET	31	159	31	159	31	158	31	158
$T_1$	31	162	37	157	37	153	36	163
LR_UC	0,0300	0,0303	0,7609	0,0538	0,8836	0,1682	0,5922	0,1649
LR_CC	1,0670	0,9897	1,6276	0,7459	1,7606	<b>6,9699</b>	1,4222	2,5907
LR_D	1,6883	0,1846	0,7776	1,0257	0,5900	2,0003	0,6256	1,1177
Model	GARCH-EVT				GARCH-EVT			
ET	31	159	31	159	31	158	31	158
$T_1$	34	175	31	158	39	162	35	152
LR_UC	0,1276	1,4682	0,0300	0,0226	1,6291	0,1058	0,3571	0,2428
LR_CC	3,8544	1,6934	0,6373	0,1189	4,4103	5,0544	1,1413	0,2578
LR_D	2,6932	0,0161	0,3303	0,0001	<b>4,2664</b>	1,6135	0,7253	0,5423
Model	GARCH-FHS				GARCH-FHS			
ET	31	159	31	159	31	158	31	158
$T_1$	37	174	39	157	49	159	37	162
LR_UC	0,7609	1,2832	1,4592	0,0538	<b>8,2859</b>	0,0066	0,8836	0,1058
LR_CC	3,9193	1,5463	2,4228	0,2805	<b>9,7409</b>	5,5358	1,7606	0,1186
LR_D	1,2304	0,0275	1,2713	0,0016	2,9163	1,2475	0,2360	0,5640

Pogrubioną czcionką zaznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych testów na poziomie istotności 0,05.  
Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie modele dały prawidłowe oszacowania VaR dla kolejnego kontraktu futures na pszenicę – notowanego na ICE futures Europe. Liczba przekroczeń VaR mieściła się w dopuszczalnych granicach oraz przekroczenia były równomiernie rozmieszczone. Trafne oszacowania VaR uzyskano także za pomocą wszystkich modeli dla krótkiej pozycji dla kontraktu futures na rzepak notowanego na ICE futures Canada. Dla pozycji dłuższej dla tego kontraktu w przypadku oszacowań VaR uzyskanych z modeli GARCH-SST i GARCH-EVT udział przekroczeń był akceptowalny, przekroczenia były także dość równomiernie rozłożone (nie było podstaw do odrzucenia hipotez testów Christoffersena

oraz Christoffersena i Pelletiera na poziomie istotności 0,01). Ponownie najgorsze wyniki uzyskano dla oszacowań VaR z modelu GARCH-FHS.

Na podstawie przeprowadzonej analizy, można wyciągnąć wniosek, że modele GARCH z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta i GARCH-EVT dały poprawne oszacowania wartości zagrożonych inwestycji w kontrakty futures na surowce rolne. Wynika, to z faktu, że modele te uchwyciły własności stóp zwrotu z kursów terminowych surowców rolnych – grupowanie zmienności, leptokurtyczność i skośność rozkładów stóp zwrotu. Gorsze rezultaty uzyskane dla oszacowań VaR z modelu GARCH-FHS wynikają z dużej wrażliwości empirycznego kwantyla na ekstremalne obserwacje.



**Rysunek 1.** VaR dla pozycji długiej i krótkiej w kontraktach futures na surowce rolne wyznaczone z modelu GARCH-EVT dla poziomu tolerancji 0,05

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 1 przedstawiono VaR dla kontraktów futures na surowce rolne na czterech giełdach wyznaczone za pomocą modelu GARCH-EVT dla poziomu tolerancji 0,05. Najwyższym poziomem ryzyka, mierzonym wartością zagrożoną, na ogół cechowały się

inwestycje w kontrakty futures na CBOT. Wzrost wartości zagrożonej inwestycji w zboża na rynku terminowym miał miejsce na europejskich giełdach od połowy 2007 do końca 2011 roku, natomiast na giełdzie w Chicago w latach 2008–2011. Począwszy od 2012 roku, wartość zagrożona inwestycji w kontrakt futures na giełdach w Londynie i Chicago powróciła do poziomu sprzed kryzysu, natomiast na giełdzie w Paryżu zmniejszyła się, ale pozostała na wyższym poziomie niż przed 2007 rokiem. Duży wpływ na uzyskane oszacowania VaR dla kontraktów futures z giełdy w Paryżu miały ekstremalne stopy zwrotu uzyskane w wyniku zmiany serii kontraktów. Wzrost wartości zagrożonej inwestycji w kontrakty futures na oleiste na giełdach amerykańskich odnotowano w latach 2008–2009, a na giełdzie europejskiej w latach 2008–2011. Podobnie jak w przypadku kontraktów na zboża wartości tej miary ryzyka, począwszy od 2012 roku, zmniejszyły się dla inwestycji na rynku terminowym w Chicago i Winnipeg, natomiast na giełdzie w Paryżu mimo spadku ryzyko utrzymywało się na poziomie wyższym niż w latach 2004–2007.

Analizowane rynki kontraktów futures na surowce rolne różniły się wielkością mierzoną liczbą otwartych pozycji czy wolumenem obrotów, przy tym na każdym z nich odnotowano znaczny wzrost tych charakterystyk w badanym okresie. Jednak średni roczny udział wolumenu obrotów w liczbie otwartych pozycji w kontraktach zwiększył się już tylko na CBOT i Euronext, przy tym nadal udział ten pozostał znacznie większy na giełdzie w Chicago. Można przypuszczać, że miało to związek ze stopniem ufinansowania tych rynków i wywarło wpływ na poziom ryzyka związanego z inwestycjami dokonywanymi na tych rynkach.

## **Uwagi końcowe**

Od początku XXI wieku wzrosło zainteresowanie inwestycjami w surowce rolne. Wiązało się z to z większą aktywnością inwestorów finansowych w wolumenie obrotów na terminowych rynkach surowców rolnych – ufinansowaniem tych rynków. Stąd szczególnie istotny stał się pomiar ryzyka inwestycji w kontrakty futures na surowce rolne. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że rozkłady stóp zwrotu z kursów terminowych surowców rolnych były leptokurtyczne i cechowały się na ogół ujemną skośnością, ponadto występowało grupowanie zmienności w szeregach stóp zwrotu. Modele GARCH z rozkładem skośnym *t*-Studenta i GARCH-EVT uchwyciły te własności szeregów stóp zwrotu i dały poprawne oszacowania wartości zagrożonych inwestycji na rynkach kontraktów futures na surowce rolne w okresie ufinansowania tych rynków. Miary ryzyka (odchylenie standardowe i wartość zagrożona) wskazywały na różnice w poziomie ryzyka inwestycji w kontrakty futures na dany surowiec rolny na różnych giełdach. Inwestycje w kontrakty futures na CBOT cechowały się wyższym poziomem ryzyka niż w kontraktów futures na pozostałych analizowanych giełdach.

## Literatura

- Acworth, W. (2016). 2015 Annual Survey: Global Derivatives Volume. *MarketVoice*. Pobrano z: <http://www.marketvoicemag.org/?q=content/2015-annual-survey-global-derivatives-volume> (25.08.2016).
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307–327.
- 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.
- Disaggregated Commitment of Traders Reports (2004–2015). Pobrano z: <http://www.cftc.gov/marketreports/commitmentsoftraders/index.htm> (5.09.2016).
- Doman, M., Doman, R. (2009). *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*. Kraków: Oficyna.
- Echaust, K. (2014). *Ryzyko zdarzeń ekstremalnych na rynku kontraktów futures w Polsce*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Giot, P., Laurent, S. (2003). Market risk in commodity markets: a VaR approach. *Energy Economics*, 25, 435–457.
- Hull, J., White, A. (1998). Incorporating volatility updating into the historical simulation method for VaR. *Journal of Risk*, 1 (1), 5–19.
- Jajuga, K., Kuziak, K., Papla, D., Rokita, P. (2001). Ryzyko wybranych instrumentów polskiego rynku finansowego. *Rynek Terminowy*, 11, 133–140.
- Kupiec, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk management models. *Journal of Derivatives*, 3, 73–84.
- McNeil, A.J. (1999). *Extreme Value Theory for risk management*. Zurich: Mimeo ETZH Zentrum.
- McNeil, A.J., Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk for heteroskedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7 (3), 271–300.
- Morgan, W., Cotter, J., Dowd, K. (2012). Extreme measure of agricultural risk. *Journal of Agricultural Economics*, 63 (1), 65–82.
- Stryjek, A. (2013). O wyborze metody estymacji wartości zagrożonej na przykładzie portfela narażonego na ryzyko zmian kursów USD/PLN i EUR/PLN. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu*, 2 (34), 393–408.
- 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:10.17951/h.2015.49.4.601.
- Van Oordt, M.R.C., Stork, P.A., De Vries, C.G. (2013). On agricultural commodities' extreme price risk. *DNB Working Paper*, 403, 1–27. [www.barchart.com](http://www.barchart.com) (25.08.2016).

### VALUE AT RISK IN CONDITIONS OF FINANCIALISATION OF AGRICULTURAL COMMODITY MARKETS

**Abstract:** *Purpose* – The main objective of this study was to analyze the usefulness of selected conditional VaR estimation models to measure the risk of an investment in the agricultural commodities futures markets in conditions of the financialisation of these markets. An additional aim was to evaluate and compare the level of an investment risk in the futures contract on particular agricultural commodities on different exchanges. *Design/Methodology/approach* – To estimate the VaR of the futures contracts for agricultural commodities the following conditional models were used: GARCH with a skewed Student-t distribution, GARCH-EVT and GARCH-FHS. To verify the effectiveness of tested models the following tests were implemented: Kupiec test, Christoffersen test, Christoffersen and Pelletier test.

*Findings* – GARCH with a skewed Student-t distribution and GARCH-EVT allowed for correct estimation of the value at risk of the futures contracts for agricultural commodities during the financialisation of the agricultural commodities markets. There were differences in the level of an investment risk in the futures contracts on agricultural raw material on various exchanges.

*Originality/Value* – According to the author's knowledge the issue of measuring the value at risk of futures contracts for agricultural commodities rarely been undertaken in the literature, especially in the case of contracts traded on various exchanges.

**Keywords:** investment risk, futures contracts on agricultural commodities

**Cytowanie**

Just, M. (2017). Wartość zagrożona w warunkach ufinansowania rynków surowców rolnych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2 (86), 207–220. DOI: 10.18276/frfu.2017.86-17.