



### **Małgorzata Just**

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu  
Wydział Ekonomiczno-Społeczny  
Katedra Finansów i Rachunkowości  
m.just@up.poznan.pl

## **EKSTREMALNE RYZYKO CENOWE NA RYNKU ZBÓŻ W POLSCE**

**Streszczenie:** Głównym celem artykułu była ocena ekstremalnego ryzyka cenowego na rynku zbóż w Polsce. Ryzyko zostało oszacowane na podstawie średnich tygodniowych cen skupu zbóż pochodzących z okresu od początku 2004 do połowy października 2014 roku. Ryzyko wyznaczono za pomocą dwóch miar: wartości zagrożonej (VaR) i oczekiwanego niedoboru (ES), wykorzystując teorię wartości ekstremalnych (EVT). Oszacowane miary ryzyka porównano z miarami otrzymanymi w wyniku zastosowania podejścia klasycznego (metody symulacji historycznej oraz wariancji-kowariancji). Wyniki badań wskazują na występowanie różnic w poziomie ekstremalnego ryzyka cenowego na rynku zbóż w Polsce.

**Słowa kluczowe:** wartość zagrożona, oczekiwany niedobór, teoria wartości ekstremalnych, ryzyko cenowe zbóż.

### **Wprowadzenie**

Rynek surowców rolnych jest ważnym sektorem gospodarki. W Polsce jednym z podstawowych kierunków produkcji rolniczej jest produkcja zbóż. W latach 2008-2012 produkcja ta stanowiła 20% wartości rolniczej produkcji globalnej oraz 15% wartości towarowej produkcji rolniczej. W produkcji zbóż dominuje pszenica (zbiory 9284 tys. ton w latach 2008-2012), kolejne dwa kierunki produkcji to pszenżyto i jęczmień (zbiory odpowiednio 4371 i 3701 tys. ton w latach 2008-2012). W ostatnich latach rośnie udział zbiorów pszenżyta i jęczmienia w zbiorach zbóż. Zmniejszył się natomiast udział zbiorów mieszanek zbożowych i żyta (zbiory odpowiednio 3638 i 3100 tys. ton w latach 2008-2012). Rośnie także systematycznie udział zbiorów kukurydzy (zbiory 2386 tys. ton w la-

tach 2008-2010). Zboża w Polsce są przeznaczane przede wszystkim na pasze (około 61% krajowego zużycia, z czego prawie 80% ziarna jest zużywane w gospodarstwach, a około 20% wykorzystywane przez przemysł paszowy) oraz na cele konsumpcyjne (około 19% krajowego zużycia). W ostatnich latach można zauważyć wzrost zużycia zbóż w pozostałych segmentach przemysłu przetwórczego, w szczególności w przemyśle browarnianym i gorzelnicznym [Rynek zbóż w Polsce, 2013].

Sytuacja na rynku zbóż ma wpływ na sytuację w całej gospodarce żywnościowej. Ceny są jedynym wprost obserwowalnym parametrem rynkowym decydującym o stopniu realizacji funkcji celu podmiotów rynkowych [Hamulczuk i Klimkowski, 2011]. Wahania cen zbóż mogą być spowodowane przez wiele czynników. Istotnym czynnikiem jest wielość produkcji uzależniona od warunków pogodowych (susze, gradobicia, przymrozki, powodzie) oraz innych czynników naturalnych czy politycznych. Badania potwierdzają stosunkowo częste występowanie silnych wahań cen na rynkach surowców rolnych [Borkowski i Krawiec, 2009; Hamulczuk i Klimkowski, 2011; Morgan, Cotter i Dowd, 2012; van Oordt, Stork i de Vries, 2013]. Stąd szczególnie ważny, z punktu widzenia zarządzania ryzykiem podmiotów, których kondycja finansowa zależy od cen zbóż, jest właściwy pomiar i monitorowanie ryzyka cenowego na rynku zbóż.

Modelowanie i ocena ryzyka związanego z ekstremalnymi zmianami cen zbóż wymaga zastosowania innych metod niż tradycyjne statystyczne i ekonometryczne metody analizy ryzyka. Tradycyjne metody bazują na estymacji całych rozkładów i niezbyt dobrze radzą sobie z oceną ekstremalnych kwantyli oraz prawdopodobieństw [Echaust, 2014]. Narzędzi do analizy zachowań ekstremalnych zmian cen zbóż oraz pomiaru ryzyka związanego z ekstremalnymi zmianami tych cen może dostarczyć teoria wartości ekstremalnych (*Extreme Value Theory*, EVT). Metody teorii wartości ekstremalnych są użyteczne w szacowaniu prawdopodobieństw oraz skutków strat ekstremalnych zdarzeń, w przypadku których brakuje danych ze względu na rzadkość ich występowania [Trzpiot, 2010]. Zdarzenia ekstremalne cechują się małym prawdopodobieństwem wystąpienia oraz dużymi stratami występującymi, gdy zdarzenie zajdzie [Jajuga, 2007]; w szczególności na rynku surowców rolnych zdarzenia te są związane z niekorzystnymi warunkami pogodowymi. Ryzyko odpowiadające zdarzeniom ekstremalnym jest nazywane ryzykiem ekstremalnym [Jajuga, 2007]. Opis badań dotyczących wykorzystania teorii wartości ekstremalnych do pomiaru ekstremalnego ryzyka na rynkach surowców rolnych znajduje się w pracach: Morgan, Cotter i Dowd [2012]; van Oordt, Stork i de Vries [2013].

Celem niniejszego artykułu jest ocena ekstremalnego ryzyka cenowego na rynku zbóż w Polsce. Ryzyko cenowe oszacowano za pomocą dwóch miar: wartości zagrożonej (*Value at Risk*, VaR) oraz oczekiwanego niedoboru (*Expected Shortfall*, ES). Miary te wyznaczono jako funkcje kwantyli ogonów uogólnionego rozkładu Pareto, wykorzystując teorię wartości ekstremalnych. Wyliczone wartości zagrożone porównano z otrzymanymi w wyniku użycia, powszechnie stosowanego i prostego, podejścia klasycznego (metody symulacji historycznej oraz wariancji-kowariancji).

## 1. Pomiar ekstremalnego ryzyka

Ważną rolę w pomiarze i monitorowaniu ryzyka ekstremalnych zmian, określonych jako ekstremalnie duża strata wynikająca z pozycji w instrumencie finansowym, towarze, odgrywa wartość zagrożona i warunkowa wartość zagrożona (oczekiwany niedobór). Wartość zagrożona (*Value at Risk*, VaR) jest najczęściej wykorzystywaną miarą do zarządzania ryzykiem związanym z niekorzystną zmianą warunków. Jest to taka wielkość straty wartości inwestycji (instrumentu finansowego, towaru lub całego portfela), że prawdopodobieństwo, iż zostanie ona poniesiona lub przekroczona w zadanym okresie, jest równe z góry określonemu poziomowi tolerancji. Formalnie VaR określa się wzorem [Jajuga i in., 2001]:

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

gdzie:

$P_t$  – wartość inwestycji, instrumentu, towaru w okresie  $t$ ,

$\alpha$  – zadany poziom tolerancji.

Strata może być także określona procentowo, co pozwala na porównywanie ryzyka. Jeśli  $r_t$  oznacza procentową logarytmiczną stopę zwrotu z instrumentu, towaru w okresie  $t$ , to VaR definiuje wzór:

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

VaR dla pozycji długiej w instrumencie, towarze, przynoszącej stratę, gdy cena tego instrumentu, towaru spada, dla poziomu tolerancji  $\alpha$  jest więc liczbą przeciwną do kwantyla rozkładu stopy zwrotu:

$$VaR_\alpha = -F_{r_t}^{-1}(\alpha), \quad (3)$$

gdzie  $F_{r_t}^{-1}(\alpha)$  to  $\alpha$ -kwantyl rozkładu stopy zwrotu  $r_t$ . Natomiast dla pozycji krótkiej, ponoszącej stratę, gdy cena instrumentu, towaru wzrasta, jest to kwantyl rzędu  $1 - \alpha$  rozkładu stopy zwrotu  $r_t$ :

$$VaR_{1-\alpha} = F_{r_t}^{-1}(1 - \alpha). \quad (4)$$

Popularność wartości zagrożonej wynika z prostej koncepcji i interpretacji. Miara ta nie jest pozbawiona wad, kluczowym problemem jest wybór właściwego sposobu prognozowania wartości zagrożonej. Zależy on od własności rozkładów badanych stóp zwrotu oraz horyzontu prognozy. W niniejszym artykule wartość zagrożona jest wyznaczana na podstawie empirycznego kwantyla rozkładu stóp zwrotu – metoda symulacji historycznej (*Historical Simulation Method, SH*), kwantyla: rozkładu normalnego (*Variance-Covariance Method, Var-Cov*) oraz ogona uogólnionego rozkładu Pareto (*Generalized Pareto Distribution, GPD*).

O wyborze metod klasycznych (symulacji historycznej i wariancji-kowariancji) zdecydowała powszechność ich stosowania i prostota. W metodzie symulacji historycznej nie ma wyraźnych założeń dotyczących rozkładu stóp zwrotu, jednak założenie to występuje w niejawnej postaci – przyjmuje się, że rozkład stóp zwrotu nie zmienia się w czasie. Ponadto wartości zagrożone oszacowane tą metodą mogą zawierać skoki wynikające z dyskretności ekstremalnych stóp zwrotu [Doman i Doman, 2009]. W metodzie wariancji-kowariancji zakłada się, że rozkład stóp zwrotu jest rozkładem normalnym. Skuteczność tej metody zależy od słuszności przyjętego założenia o postaci rozkładu [Jajuga, 2007]. Istnieją także metody szacowania wartości zagrożonej na podstawie kwantyla dowolnego rozkładu, które pozwalają uwzględnić własności empirycznego rozkładu stóp zwrotu. Mimo że metody te pozwalają na dobre dopasowanie rozkładu w zakresie obejmującym większość stóp zwrotu, to słabo radzą sobie z estymacją skrajnych stóp zwrotu. Błędne oszacowania ekstremalnego ryzyka mierzonego przez ekstremalne kwantyle mogą się szczególnie pojawić w przypadku rozkładu stóp zwrotu o różnej grubości ogonów. W tym przypadku dokładniejszego oszacowania ekstremalnego ryzyka może dostarczyć podejście bazujące na modelowaniu tylko ogona rozkładu stóp zwrotu [Echaust, 2014]. W tym celu stosuje się model przekroczeń wywodzący się z teorii wartości ekstremalnych, w którym wykorzystuje się uogólniony rozkład Pareto do modelowania ogona rozkładu stóp zwrotu.

Kolejną wadą wartości zagrożonej jest to, że nie wskazuje ona, jak wielka może być strata w przypadku, gdy przekroczy wartość zagrożoną. Miarą ryzyka, która pozwala uzyskać tę informację, jest oczekiwany niedobór (*Expected Short-*

*fall*, ES). Miarę tę definiuje się jako wartość oczekiwaną straty pod warunkiem, że strata jest większa od wartości zagrożonej [Jajuga, 2007].

Narzędzi do pomiaru ekstremalnego ryzyka dostarcza teoria wartości ekstremalnych. W teorii tej wyróżnia się dwa podejścia do modelowania wartości ekstremalnych. Pierwsze jest oparte na modelu maksimów blokowych (*Block Maxima Model*, BMM), drugie, częściej stosowane, to model przekroczeń (*Peaks over Threshold Model*, POT). Model przekroczeń pozwala na estymację ogona rozkładu stóp zwrotu, zamiast modelowania rozkładu ich ekstremów. Ogon rozkładu stóp zwrotu jest modelowany za pomocą uogólnionego rozkładu Pareto, a początek ogona jest określany przez ustalenie wartości progowej.

W modelu przekroczeń [McNeil, 1999; Morgan, Cotter i Dowd, 2012] punktem wyjścia jest warunkowy rozkład przekroczeń zmiennej losowej  $X$  pewnej progowej wartości  $u$  zdefiniowany za pomocą wzoru:

$$F_u(x) = P(X - u \leq x | X > u) = \frac{F(x+u) - F(u)}{1 - F(u)}, \quad (5)$$

gdzie  $F$  jest nieznaną dystrybuantą zmiennej losowej  $X$ . Według twierdzenia Pickandsa-Balkema-de Haana dla wystarczająco dużego  $u$  dystrybuanta  $F_u$  ma rozkład graniczny, którym jest uogólniony rozkład Pareto z dystrybuantą:

$$G_{\xi, \beta}(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi x / \beta)^{-1/\xi}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-x / \beta), & \xi = 0 \end{cases}, \quad (6)$$

gdzie:  $\beta > 0$ ,  $x \geq 0$  dla  $\xi \geq 0$  i  $0 \leq x \leq -\beta / \xi$  dla  $\xi < 0$ . Rozkład ten ma dwa parametry:  $\beta$  – parametr skali,  $\xi$  – parametr kształtu odpowiadający za grubość ogona. Dodatnie wartości parametru kształtu oznaczają występowanie grubych (ciężkich) ogonów, co wiąże się ze zwiększonym prawdopodobieństwem wystąpienia ekstremalnych zwrotów. Z kolei ujemne wartości parametru kształtu oznaczają, że rozkład ma cieńsze ogony niż rozkład normalny. Aby oszacować dystrybuantę rozkładu Pareto, należy wybrać wartość progę  $u$ . Wybór wartości progowej wpływa na otrzymywane wartości estymatorów. Zbyt duża wartość progowa  $u$  spowoduje, iż niewiele obserwacji przekroczy próg  $u$ , co skutkuje dużą wariancją, zbyt mała jej wartość spowoduje duże obciążenie estymatorów. Z wzorów (5)-(6) otrzymuje się dystrybuantę zmiennej  $X$ :

$$F(x) = (1 - F(u))G_{\xi, \beta}(x - u) + F(u), \quad x > u. \quad (7)$$

Następnie należy zastąpić wartość  $F(u)$  estymatorem empirycznym  $\hat{F}(u) = 1 - N_u/n$ , gdzie  $n$  to liczba obserwacji, a  $N_u$  to liczba przekroczeń  $u$ . Uzyskuje się wówczas następujący estymator dystrybuanty  $F$ :

$$\hat{F}(x) = 1 - \frac{N_u}{n} \left( 1 + \xi \frac{(x-u)}{\beta} \right)^{-1/\xi}. \quad (8)$$

Wyznaczając  $x$  z równania (8), można zdefiniować VaR dla pozycji krótkiej wzorem:

$$VaR_{1-\alpha} = u + \frac{\beta}{\xi} \left( \left( \frac{n}{N_u} \alpha \right)^{-\xi} - 1 \right), \quad (9)$$

gdzie  $\alpha$  jest poziomem tolerancji dla VaR. Aby wyznaczyć VaR dla pozycji długiej, należy przeprowadzić obliczenia dla stóp zwrotu pomnożonych przez minus jeden.

Wykorzystując uogólniony rozkład Pareto, można wyznaczyć oczekiwany niedobór dla pozycji krótkiej ze wzoru [McNeil, 1999; Morgan, Cotter i Dowd, 2012]:

$$ES_{1-\alpha} = \frac{VaR_{1-\alpha}}{1-\xi} + \frac{\beta - \xi u}{1-\xi}. \quad (10)$$

## 2. Opis danych

Miary ekstremalnego ryzyka cenowego wyznaczono dla podstawowych zbóż uprawianych w Polsce: pszenicy, pszenżyta, jęczmienia, żyta i kukurydzy. W tym celu wykorzystano szeregi średnich tygodniowych cen skupu zbóż od 29 grudnia 2003 do 12 października 2014 roku. Ceny te pochodziły ze Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej (ZSRIR) prowadzonego przez Departament Rynków Rolnych Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi [www 1]. Wartości zagrożone i oczekiwane niedobory szacowano na podstawie tygodniowych procentowych logarytmicznych stóp zwrotu z cen zbóż wyznaczonych ze wzoru:  $r_t = 100 \ln(P_t / P_{t-1})$ , gdzie  $P_t$  oznacza średnią cenę zboża w okresie  $t$ . Łącznie otrzymano 562 stopy zwrotu.

Statystyki opisowe analizowanych szeregów stóp zwrotu i wartości testu Jarque-Bera przedstawiono w tabeli 1. Test Jarque-Bera bazuje na statystyce:

$$JB = \frac{n}{6} b_1^2 + \frac{n}{24} (b_2 - 3)^2, \quad (11)$$

gdzie  $n$  jest liczbą obserwacji (stóp zwrotu),  $b_1$  to empiryczny współczynnik skośności, natomiast  $b_2$  jest empiryczną kurtozą rozkładu (stóp zwrotu). W te-

ście tym hipoteza zerowa postuluje normalność rozkładu, a hipoteza alternatywna brak normalności rozkładu. Statystyka  $JB$  przy prawdziwej hipotezie zerowej ma asymptotyczny rozkład  $\chi^2(2)$  [Doman i Doman, 2009].

**Tabela 1.** Statystyki opisowe szeregów stóp zwrotu i wartość testu Jarque-Bera ( $JB$ ) dla badanych zbóż

Zboże	Maksimum	Minimum	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza	$JB$
Pszenica k	13,61	-22,08	-0,0059	2,71	-1,82*	17,29*	5094,24
Pszenica p	12,94	-26,16	-0,0211	2,95	-2,14*	18,49*	6047,47
Żyto k	14,39	-33,88	-0,0182	4,33	-1,32*	12,42*	2238,94
Żyto p	49,11	-32,18	-0,0021	5,82	0,05	16,63*	4347,73
Jęczmień k	22,45	-45,43	0,0035	5,99	-0,78*	10,18*	1264,94
Jęczmień p	17,09	-16,99	-0,0025	3,73	-0,15	6,05*	219,78
Jęczmień b	16,75	-32,48	0,0320	4,39	-1,59*	13,68*	2908,78
Kukurydza p	10,92	-23,74	-0,0161	3,17	-1,49*	11,38*	1852,94
Pszenżyto p	18,12	-37,43	-0,0049	4,02	-1,77*	19,73*	6845,59

Zboże\_k (p, b) – zboże konsumpcyjne (paszowe, browarniane).

\* Odrzucenie hipotez zerowych: skośność wynosi 0 (test skośności – D’Agostino), kurtoza wynosi 3 (test kurtozy – Anscombe-Glynn) na poziomie istotności 0,0001.

Stopy zwrotu dla wszystkich analizowanych zbóż miały średnią wartość bliską zeru. Największą zmiennością, mierzoną rozstępem i odchyleniem standardowym, charakteryzowały się stopy zwrotu żyta paszowego i jęczmienia konsumpcyjnego, co wskazuje na ich silną dynamikę. Najmniejszą zmiennością cechowały się stopy zwrotu pszenicy oraz kukurydzy. Tylko w przypadku stóp zwrotu żyta i jęczmienia paszowego występowała bardzo słaba asymetria. Wszystkie pozostałe badane rozkłady stóp zwrotu zbóż charakteryzowały się umiarkowaną lub silną ujemną skośnością. Wartości kurtozy większe od trzech świadczą, że analizowane rozkłady stóp zwrotu zbóż charakteryzowały się grubymi ogonami, a więc częstszym niż w przypadku rozkładu normalnego pojawianiem się ekstremalnych wartości w szeregach. Oznacza to, że badane rozkłady stóp zwrotu nie były rozkładami normalnymi – odrzucenia hipotezy o normalności rozkładów dokonano na podstawie testu Jarque-Bera. Stąd konieczność modelowania stóp zwrotu z cen zbóż za pomocą rozkładów pozwalających uwzględnić grube ogony i skośność.

### 3. Badania empiryczne

Wartości zagrożone oraz oczekiwane niedobory wyznaczono dla podmiotów rynkowych zajmujących pozycję długą i krótką na rynku zbóż, czyli dla lewych i prawych ogonów rozkładów stóp zwrotu z cen zbóż. Miary te oszacowano

wykorzystując 562 tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu z cen zbóż. Obliczenia przeprowadzono dla czterech poziomów tolerancji: 0,005; 0,01; 0,025; 0,05.

W pierwszym etapie badania wyznaczono VaR i ES jako funkcje kwantyli uogólnionego rozkładu Pareto, przyjmując próg dla ogonów rozkładu logarytmicznych przyrostów cen na poziomie 90% (oznacza to, że 10% największych pozytywnych i negatywnych logarytmicznych przyrostów cen było uważane za ekstremalne obserwacje). Oszacowane miary ryzyka przedstawiono w tabeli 2 i 3.

**Tabela 2.** Oszacowania VaR z wykorzystaniem uogólnionego rozkładu Pareto dla zbóż

Zboże	Lewy ogon				Prawy ogon			
	0,005	0,01	0,025	0,05	0,005	0,01	0,025	0,05
Poziom tolerancji								
Pszenica k	13,52	9,00	5,27	3,53	7,90	6,51	4,79	3,59
Pszenica p	14,03	10,24	6,46	4,31	7,66	6,51	5,02	3,91
Żyto k	16,75	12,98	8,93	6,46	11,63	10,31	8,33	6,63
Żyto p	23,51	18,63	12,83	8,88	19,58	15,04	10,31	7,49
Jęczmień k	22,23	17,67	12,47	9,09	18,22	15,74	12,20	9,30
Jęczmień p	12,90	10,81	8,08	6,05	11,98	10,38	8,10	6,23
Jęczmień b	19,09	14,71	9,80	6,66	12,54	10,44	7,92	6,19
Kukurydza p	13,91	11,39	8,09	5,61	8,80	7,64	5,92	4,47
Pszenżyto p	18,28	13,62	8,69	5,71	12,83	9,92	6,91	5,13

Zboże\_k (p, b) – zboże konsumpcyjne (paszowe, browarniane).

**Tabela 3.** Oszacowania ES z wykorzystaniem uogólnionego rozkładu Pareto dla zbóż

Zboże	Lewy ogon				Prawy ogon			
	0,005	0,01	0,025	0,05	0,005	0,01	0,025	0,05
Poziom tolerancji								
Pszenica k	33,15	22,00	12,81	8,52	10,19	8,66	6,77	5,44
Pszenica p	23,53	17,69	11,85	8,54	9,38	8,20	6,67	5,53
Żyto k	24,81	19,70	14,23	10,87	13,19	12,04	10,33	8,87
Żyto p	31,98	26,37	19,69	15,14	29,83	23,40	16,69	12,69
Jęczmień k	30,82	25,23	18,86	14,70	21,38	19,11	15,88	13,24
Jęczmień p	16,01	13,87	11,09	9,02	14,02	12,56	10,47	8,77
Jęczmień b	27,61	22,11	15,93	11,97	16,14	13,75	10,88	8,91
Kukurydza p	17,60	15,05	11,71	9,21	10,21	9,19	7,68	6,40
Pszenżyto p	28,51	22,06	15,23	11,10	19,51	15,33	11,00	8,44

Zboże\_k (p, b) – zboże konsumpcyjne (paszowe, browarniane).

Wyznaczone wartości zagrożone i oczekiwane niedobory wskazują na występowanie różnic w poziomie ekstremalnego ryzyka cenowego na rynku zbóż w Polsce. Największe ryzyko cenowe występuje na rynku żyta paszowego i jęczmienia konsumpcyjnego. Podmiot rynkowy zajmujący pozycję długą na rynku tych zbóż (np. producent zbóż) jest narażony na stratę wynikającą ze spadku wartości żyta paszowego w wysokości 24% lub większą w ciągu tygodnia z prawdopodobieństwem 0,005, w przypadku jęczmienia konsumpcyjnego – na stratę na



poziomie 22% lub większą. Oznacza to, że straty na tych poziomach lub większe mogą wystąpić raz na cztery lata. Oszacowania VaR wskazują na najniższy poziom ryzyka cenowego na rynku pszenicy konsumpcyjnej (w sześciu z ośmiu analizowanych przypadków). Podmiot zajmujący pozycję długą jest narażony na stratę w wysokości 14% lub większą w ciągu tygodnia z prawdopodobieństwem 0,005. Należy jednak dodać, że jeśli strata ta przekroczy poziom VaR, to jej oczekiwana wartość wynosi aż 33%. Można przypuszczać, że wpływ na uzyskane wyniki ma agregacja przestrzenna cen zbóż. Oznacza to, że rzeczywista ekspozycja na ryzyko cenowe podmiotów na lokalnych rynkach zbóż może być jeszcze większa.

Porównując oszacowania oczekiwanego niedoboru i wartości zagrożonej dla zbóż można zauważyć, że wartości pierwszej miary ryzyka są większe od wartości drugiej dla wszystkich analizowanych zbóż. Wynika to z definicji oczekiwanego niedoboru, ponieważ miara ta jest wartością oczekiwaną z wielkości wartości przekraczających VaR. Poziom ryzyka cenowego, mierzony za pomocą ES i VaR, rośnie wraz ze zmniejszającym się poziomem tolerancji; dla pozycji długiej rośnie także różnica między oszacowaniami ES i VaR. Wyznaczone miary ryzyka mają na ogół większe wartości dla pozycji długiej niż dla krótkiej, szczególnie dla niskich poziomów tolerancji. Oznacza to większą ekspozycję na ryzyko cenowe podmiotu zajmującego pozycję długą niż zajmującego pozycję krótką na rynku zbóż.

W drugim etapie badania porównano oszacowania wartości zagrożonej wyznaczone z użyciem teorii wartości ekstremalnych z wartościami zagrożonymi wyznaczonymi za pomocą metody symulacji historycznej (kwantyla rozkładu empirycznego) i wariancji-kowariancji (kwantyla rozkładu normalnego). Oszacowania VaR przedstawiono w tabeli 4 i 5.

**Tabela 4.** Oszacowania VaR z wykorzystaniem rozkładu normalnego dla zbóż

Zboże	Lewy ogon				Prawy ogon			
	0,005	0,01	0,025	0,05	0,005	0,01	0,025	0,05
Poziom tolerancji								
Pszenica k	6,98	6,30	5,31	4,46	6,97	6,29	5,30	4,45
Pszenica p	7,61	6,88	5,80	4,87	7,57	6,83	5,75	4,83
Żyto k	11,18	10,10	8,51	7,15	11,15	10,07	8,48	7,11
Żyto p	14,99	13,54	11,41	9,57	14,99	13,54	11,40	9,57
Jęczmień k	15,42	13,93	11,73	9,85	15,43	13,94	11,74	9,85
Jęczmień p	9,62	8,69	7,32	6,15	9,62	8,69	7,32	6,14
Jęczmień b	11,29	10,19	8,58	7,20	11,35	10,25	8,64	7,26
Kukurydza p	8,17	7,38	6,22	5,22	8,14	7,35	6,19	5,19
Pszenżyto p	10,35	9,35	7,88	6,61	10,34	9,34	7,87	6,60

Zboże\_k (p, b) – zboże konsumpcyjne (paszowe, browarniane).

**Tabela 5.** Oszacowania VaR z wykorzystaniem rozkładu empirycznego dla zbóż

Zboże	Lewy ogon				Prawy ogon			
	0,005	0,01	0,025	0,05	0,005	0,01	0,025	0,05
Poziom tolerancji								
Pszenica k	12,87	9,53	5,15	3,57	7,98	6,69	4,54	3,43
Pszenica p	12,74	9,27	7,23	4,13	6,19	5,26	4,69	4,24
Żyto k	17,16	12,94	8,13	6,45	11,01	10,07	8,69	6,48
Żyto p	26,32	18,31	12,17	8,20	17,66	14,27	10,59	7,43
Jęczmień k	20,52	17,77	12,59	8,76	17,93	17,11	11,18	8,69
Jęczmień p	11,70	11,14	7,93	5,87	11,62	9,80	7,80	6,39
Jęczmień b	23,83	13,99	8,32	6,52	13,55	11,63	7,67	5,95
Kukurydza p	12,01	11,26	8,17	5,47	8,68	7,70	5,72	4,29
Pszenżyto p	15,48	13,70	9,61	5,88	13,88	10,24	6,74	4,98

Zboże\_k (p, b) – zboże konsumpcyjne (paszowe, browarniane).

Porównując oszacowane wartości zagrożone, można stwierdzić, że wyniki uzyskane z użyciem uogólnionego rozkładu Pareto są na ogół zbliżone do oszacowań otrzymanych dla rozkładu empirycznego. Natomiast wartości zagrożone wyznaczone z wykorzystaniem rozkładu normalnego dla niskich poziomów tolerancji (0,005, 0,01 dla lewego ogona i 0,005 dla prawego ogona rozkładu) są znacznie mniejsze od wartości wyznaczonych na podstawie kwantyli rozkładu empirycznego. Oznacza to, że ryzyko ekstremalne szacowane na podstawie kwantyli rozkładu normalnego jest niedoszacowane. Szacowanie ryzyka z użyciem tej metody jest niekorzystne dla podmiotów, których sytuacja finansowa zależy od cen zbóż, ponieważ może je narazić na utratę płynności.

Otrzymane wyniki potwierdzają użyteczność wykorzystania teorii wartości ekstremalnych do szacowania ekstremalnego ryzyka cenowego zbóż w Polsce. W kolejnym etapie badania należy ocenić jakość oszacowań ekstremalnego ryzyka cenowego. Wymaga to jednak dostępności dostatecznie długich szeregów cen zbóż.

## Podsumowanie

Celem artykułu była ocena ekstremalnego ryzyka cenowego na rynku zbóż w Polsce. Do pomiaru ryzyka wykorzystano dwie miary: wartość zagrożoną i oczekiwany niedobór, wykorzystując teorię wartości ekstremalnych. Wyznaczone wartości zagrożone porównano z oszacowaniami uzyskanymi z użyciem rozkładu normalnego i empirycznego.

Wyniki badań wskazują na brak normalności rozkładów logarytmicznych stóp zwrotu z cen zbóż oraz występowanie grubych ogonów. Oznacza to możliwość częstego pojawiania się dużych niekorzystnych zmian cen zbóż. W związ-

ku z tym uzasadnione wydaje się modelowanie rozkładów stóp zwrotu za pomocą teorii wartości ekstremalnych. Zaletą stosowania tej teorii jest modelowanie jedynie ogonów rozkładów, a nie całych rozkładów, pozwala to na dokładniejsze estymowanie ogonów rozkładów. Miary ryzyka wyznaczone z użyciem teorii wartości ekstremalnych wskazują na występowanie różnic w poziomie ekstremalnego ryzyka cenowego na rynkach poszczególnych zbóż. Można przypuszczać, że rzeczywista ekspozycja na ryzyko cenowe podmiotów rynkowych jest większa niż wskazują wyniki badania, ponieważ ryzyko cenowe wyznaczone na podstawie zagregowanych danych. Ryzyko cenowe zbóż oszacowane z użyciem teorii wartości ekstremalnych miało zbliżony poziom do ryzyka wyznaczonego za pomocą kwantyli rozkładu empirycznego. Natomiast ekstremalne ryzyko cenowe zbóż wyznaczone za pomocą kwantyli rozkładu normalnego było niedoszacowane. Wyniki te potwierdzają użyteczność wykorzystania teorii wartości ekstremalnych do pomiaru ekstremalnego ryzyka cenowego zbóż.

## Literatura

- Borkowski B., Krawiec M. (2009), *Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych* [w:] M. Hamulczuk, S. Stańko (red.), *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Doman M., Doman R. (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Oficyna a Wolters Kluwer business, Kraków.
- Echaust K. (2014), *Ryzyko zdarzeń ekstremalnych na rynku kontraktów futures w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Poznań.
- Hamulczuk M., Klimkowski C. (2011), *Zmienność cen pszenicy w Unii Europejskiej*, Zeszyty Naukowe SGGW, „Problemy Światowego Rolnictwa”, t. 11(26), z. 4.
- Jajuga K. (2007), *Zarządzanie ryzykiem*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Kuziak K., Papla D., Rokita P. (2001), *Ryzyko wybranych instrumentów polskiego rynku finansowego*, „Rynek Terminowy”, nr 11.
- McNeil A.J. (1999), *Extreme Value Theory for Risk Management*, Mimeo ETZH Zentrum, Zurich.
- Morgan W., Cotter J., Dowd K. (2012), *Extreme Measure of Agricultural Risk*, „Journal of Agricultural Economics”, Vol. 63, No. 1.
- Oordt M.R.C. van, Stork P.A., Vries C.G. de (2013), *On Agricultural Commodities' Extreme Price Risk*, DNB working paper, No. 403.
- Rynek zbóż w Polsce. Agencja Rynku Rolnego* (2013), [http://www.arr.gov.pl/data/00321/rynek\\_zboz\\_2013\\_pl.pdf](http://www.arr.gov.pl/data/00321/rynek_zboz_2013_pl.pdf) (dostęp: 27.10.2014).

---

Trzpiot G. (2010), *Wielowymiarowe metody statystyczne w analizie ryzyka inwestycyjnego*, PWE, Warszawa.

[www 1] <http://www.minrol.gov.pl> (dostęp: 27.10.2014).

### **EXTREME PRICE RISK ON THE CEREALS MARKET IN POLAND**

**Summary:** The main aim of the paper is to assess the extreme price risk on the cereals market in Poland. The risk was estimated on the basis of average weekly procurement prices of the cereals from the period of the beginning of 2004 till mid-October 2014. Two measures of risk were determined: Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES), by means of Extreme Values Theory (EVT). The estimated risk measures were compared with measures obtained with conventional methods (Historical Simulation Method, Variance-Covariance Method). The results of the analysis show the existence of differences in the level of extreme price risk on the cereals market in Poland.

**Keywords:** Value at Risk, Expected Shortfall, Extreme Value Theory, cereals price risk.