



Dominik Krężolek

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Informatyki i Komunikacji
Katedra Demografii i Statystyki Ekonomicznej
dominik.krezolek@ue.katowice.pl

ANALIZA RYZYKA INWESTYCJI NA PRZYKŁADZIE WYBRANYCH DODATKÓW STOPOWYCH

Streszczenie: Przemysł stalowy jest jednym z najważniejszych segmentów w strukturze gałęzi gospodarki krajów rozwiniętych oraz wschodzących. Ważnym czynnikiem determinującym finalną cenę stali jest jeden z jej komponentów, określany jako tzw. dodatek stopowy, który jest przedmiotem obrotu na giełdach towarowych. Celem artykułu jest analiza ryzyka zmiany poziomu stóp zwrotu wybranych dodatków stopowych przy wykorzystaniu nieklasycznych mierników ryzyka oraz nieklasycznych rozkładów prawdopodobieństwa. Zastosowano przede wszystkim mierniki kwantylowe i rozkłady cechujące się asymetrią oraz występowaniem obserwacji ekstremalnych. Dodatkowo dokonano pomiaru zróżnicowania w ogonach empirycznych rozkładów, a także oszacowano mierniki wskazujące na prawdopodobieństwo ekstremalnych realizacji stóp zwrotu badanych walorów.

Słowa kluczowe: Expected Shortfall, Median Shortfall, wartość zagrożona, rozkłady stabilne, mierniki zależności w ogonach rozkładów.

Wprowadzenie

Kryzysy ekonomiczno-finansowe, jakie na przestrzeni minionego stulecia oraz pierwszej dekady XXI w. odcisnęły ogromne piętno na sytuacji ekonomicznej wielu krajów świata, skłoniły inwestorów do poszukiwania bezpiecznych możliwości lokowania swoich środków finansowych. Biorąc pod uwagę rynki finansowe, będące jednym z bardziej popularnych obszarów pomnażania kapitału, interesującą alternatywą dla rynku kapitałowego jest rynek towarowy. W ujęciu przedmiotowym towary można podzielić na trzy podstawowe kategorie: lekkie (m.in. bawełna, kawa, cukier, owoce), metalowe (m.in. złoto, srebro, miedź, aluminium), energetyczne (m.in. gaz, olej czy koks). Bez względu na charakter

eksplorowanego rynku każda inwestycja narażona jest na pewnego rodzaju ryzyko. Ryzyko towarowe jest to rodzaj ryzyka związany z sytuacją, w której różnej klasy czynniki zewnętrzne, niezależne, mają niekorzystny wpływ na wyniki oraz sytuację rynkową przedsiębiorstwa. W obrębie ryzyka towarowego można wyróżnić m.in. ryzyko cenowe, ryzyko walutowe, ryzyko ilościowe czy chociażby ryzyko polityczne. Producenci towarów są w szczególnym stopniu narażeni na spadki cen, co oznacza niższy dochód za produkowane wyroby. Z kolei konsumenci na rynku towarowym, tacy jak m.in. linie lotnicze, firmy transportowe, przedsiębiorstwa produkujące odzież czy żywność, są szczególnie narażeni na wzrost poziomu cen, co z kolei zwiększa koszty zakupionych towarów.

Tematem artykułu jest analiza ryzyka zmienności stóp zwrotu z inwestycji podejmowanych na rynku towarowym, na którym przedmiotem obrotu są m.in. wyroby przemysłu stalowego. Ten segment rynku stanowi jeden z najważniejszych obszarów w strukturze gałęzi gospodarki krajów rozwiniętych oraz wschodzących, natomiast wielkość popytu na wyroby stalowe jest odzwierciedleniem gospodarczego rozwoju świata. W 2013 r. na czele światowych producentów stali znalazły się Chiny (779,0 Mt), Japonia (110,6 Mt) oraz Stany Zjednoczone (86,9 Mt) [*Steel in Figures*, 2014].

Ogromne zróżnicowanie w gatunkach stali implikowane jest jej praktycznym wykorzystaniem. Oprócz standardowych produktów hutniczych typu stal zimnowalcowana, gorącowałkowana czy ocynkowana, szczególną grupę stanowią stale wysokojakościowe, które wykorzystywane są przede wszystkim w motoryzacji, lotnictwie czy przemyśle wiertniczym. Wysoce wyselekcjonowany wsad hutniczy, stanowiący podstawę produkcji stali, uzupełniany jest mieszanką odpowiednio dobranych dodatków stopowych, celem podniesienia jakości produktu finalnego [*Stalowe forum...*, 2013].

Niemniej jednak rynek metali można analizować także bez powiązania z rynkiem stalowym, na którym mamy do czynienia z aspektem produkcyjnym inwestycji. Inwestycje bez powiązania z rynkiem stali mogą być porównywane do inwestycji prowadzonych na rynku kapitałowym, gdzie analiza dotyczy przede wszystkim cen lub stóp zwrotu wybranych aktywów. W takim przypadku rynek metali może być ciekawym obszarem pomnażania kapitału nie tylko dla inwestorów związanych z przemysłem, w którym metale są wykorzystywane.

1. Metodologia

W artykule podjęto próbę zastosowania nieklasycznych mierników poziomu ryzyka inwestycyjnego, wykorzystywanych przede wszystkim w sytuacji istotnej rozbieżności empirycznego rozkładu analizowanych danych z rozkładem

gaussowskim. Wykorzystano miary opisujące ryzyko realizacji stopy zwrotu z inwestycji na poziomie znacznie różniącym się od poziomu przeciętnego. Zastosowano tym samym miary kwantylowe, a wśród nich miary oparte na metodologii wartości zagrożonej Value-at-Risk, tj. warunkową wartość zagrożoną w kontekście wartości oczekiwanej i mediany, a także miary zmienności w ogonach rozkładów: warunkową wariancję w ogonie oraz jej modyfikację: warunkową semiwariancję w ogonie. Dodatkowo przeprowadzono analizę zależności w ogonach dwuwymiarowych rozkładów par analizowanych walorów, wyznaczając odpowiednie mierniki zależności.

Z matematycznego, formalnego punktu widzenia, powyższe nieklasyczne kwantylowe mierniki ryzyka można zdefiniować następującymi formułami [Artzner i in., 1999; Methni El i in. 2013]:

- warunkowa wartość zagrożona VaR na poziomie tolerancji α , względem wartości oczekiwanej:

$$ES_{\alpha} = CVaR_{\alpha} = E(r_t - VaR_{\alpha} | r_t > VaR_{\alpha})$$

- warunkowa wartość zagrożona VaR na poziomie tolerancji α , względem mediany:

$$MS_{\alpha} = Median(r_t - VaR_{\alpha} | r_t > VaR_{\alpha})$$

Warte rozważenia jest także analizowanie poziomu zróżnicowania w ogonie rozkładu, przy uwzględnieniu punktu progowego na poziomie VaR_{α} oraz warunkowej wartości zagrożonej. Stąd miernikami zmienności są [Valdez, 2005]:

- warunkowa wariancja powyżej wartości VaR na poziomie tolerancji α :

$$CTV_{\alpha} = E[(r_t - ES_{\alpha})^2 | r_t > VaR_{\alpha}]$$

- warunkowa semiwariancja powyżej wartości VaR na poziomie tolerancji α :

$$CTSV_{\alpha}^{+|-} = E[(r_t - ES_{\alpha})_{+|-}^2 | r_t > VaR_{\alpha}]$$

Interpretację miary podaje się dla semiodchylenia $CTSD_{\alpha}^{+|-}$.

Przedstawione mierniki cechuje własność koherencji, której nie posiada VaR . Miara koherentna to taka, którą określają następujące aksjomaty: subaddytywność, dodatnia jednorodność, monotoniczność oraz niezmienniczość ze względu na translację. Dodatkowo nakłada się także warunek wypukłości, który jest szczególnie ważny w analizie zagadnień związanych z optymalizacją portfeli inwestycyjnych, ponieważ wyznaczając numerycznie minima funkcji ryzyka, minima lokalne powinny odpowiadać minimom globalnym, a własnością taką cechują się właśnie funkcje wypukłe. Wartość zagrożona nie jest miarą koherentną, po-

nieważ nie spełnia warunku subaddytywności, który zakłada, że ryzyko całkowite podjętej inwestycji jest nie większe niż suma ryzyk wszystkich czynników składających się na tę inwestycję [Artzner i in., 1999].

Nieklasyczne mierniki ryzyka cechuje pewna istotna własność, nadająca im przewagę nad miarami klasycznymi – brak założenia normalności rozkładu stopy zwrotu. Tym samym, możliwe jest zastosowanie innych rozkładów prawdopodobieństwa, bardziej właściwych ze względu na stopień dopasowania. Interesującym rozwiązaniem są rozkłady alfa-stabilne [Lévy, 1925], które wyraża się ogólnie za pomocą czteroparametrowej funkcji charakterystycznej. Definiując rozkład alfa-stabilny, zmienna losowa X posiada rozkład alfa-stabilny wtedy i tylko wtedy, gdy dla $\gamma > 0$ oraz $\delta \in R$ zmienna losowa X zdefiniowana jest następująco:

$$X = \gamma Z + \delta$$

oraz Z jest zmienną losową opisaną funkcją charakterystyczną:

$$\varphi_{Stab}(t) = \begin{cases} \exp\left\{-|t|^\alpha \left[1 - i\beta \operatorname{sgn}(t) \tan \frac{\pi\alpha}{2}\right]\right\}, & \alpha \neq 1 \\ \exp\left\{-|t| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} \operatorname{sgn}(t) \ln|t|\right]\right\}, & \alpha = 1 \end{cases}$$

Wspomniane parametry wyznaczają odpowiednio grubość ogona rozkładu (α), asymetrię (β), skalę (γ) oraz położenie rozkładu (δ).

Ze względu na niespełnienie założenia normalności rozkładów w przypadku szeregów czasowych stóp zwrotu na rynkach finansowych, również w aspekcie dwuwymiarowym, ocena siły związku pomiędzy badanymi aktywami powinna być prowadzona przez mierniki odporne na takie cechy szeregów, jak skupianie się wariancji, asymetria czy występowanie grubych ogonów. Ta ostatnia charakterystyka jest niezwykle istotna, szczególnie z punktu widzenia zarządzania ryzykiem w sytuacji jednoczesnej i jednokierunkowej realizacji stóp zwrotu na poziomie istotnie odległym od oczekiwanego. Taką zależność można ocenić za pomocą współczynników zależności w ogonach rozkładów dwuwymiarowych. Zakładając, że zmienne losowe X oraz Y posiadają dystrybuanty brzegowe określone odpowiednio jako F_X oraz F_Y , można zdefiniować [Maulvergne, Sornette, 2006]:

- współczynnik zależności w dolnym ogonie:

$$\lambda^L = \lim_{\alpha \rightarrow 0^+} P[Y \leq F_Y^{-1}(\alpha) | X \leq F_X^{-1}(\alpha)]$$

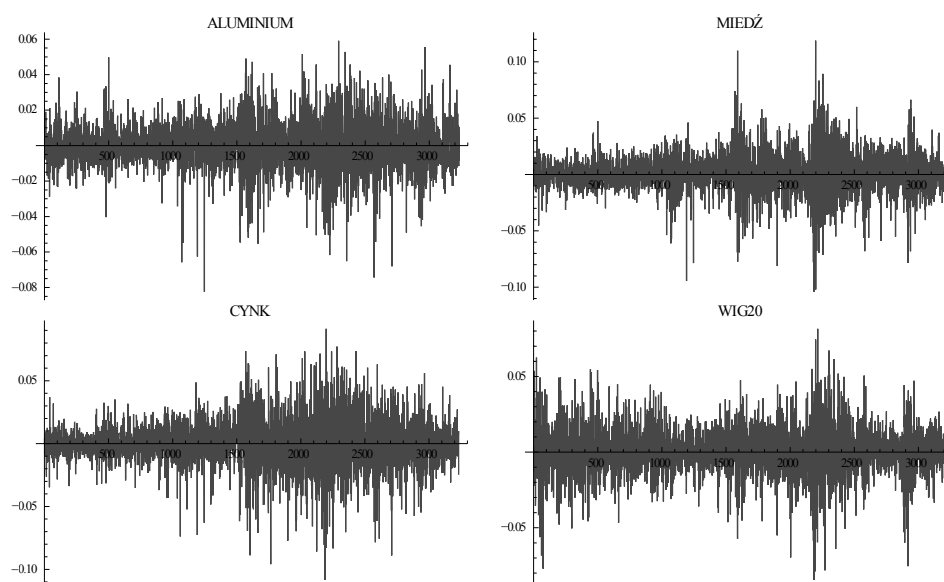
- współczynnik zależności w górnym ogonie:

$$\lambda^U = \lim_{\alpha \rightarrow 1^-} P[Y > F_Y^{-1}(\alpha) | X > F_X^{-1}(\alpha)]$$

gdzie F_X^{-1} oraz F_Y^{-1} oznaczają funkcje kwantylowe reprezentujące zmienne losowe X oraz Y na poziomie kwantyla rzędu $0 \leq \alpha \leq 1$. Powyższe wzory zachodzą przy założeniu istnienia rozważanych granic.

2. Analiza empiryczna

Analizę ryzyka inwestycji na rynku towarowym przeprowadzono, wykorzystując wybrane dodatki stopowe, takie jak aluminium, miedź, nikiel, ołów, cyna oraz cynk. Wykorzystano szeregi czasowe obejmujące okres styczeń 2012 – grudzień 2014, reprezentowane przez dzienne logarytmiczne stopy zwrotu cen badanych aktywów. Analizowane walory pochodzą z London Metal Exchange. Na poniższym wykresie przedstawiono szeregi czasowe dla zmiennych: aluminium, miedź, cynk oraz dodatkowo dla zmiennej WIG20.

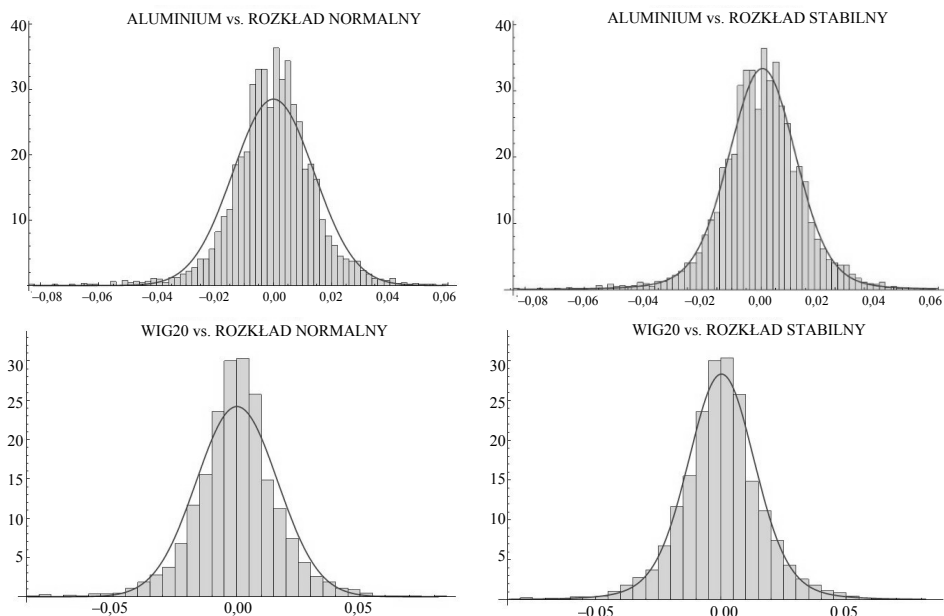


Rys. 1. Logarytmiczne dzienne stopy zwrotu cen wybranych dodatków stopowych oraz indeks WIG20

Źródło: Obliczenia własne.

Na wykresach stóp zwrotu analizowanych metali jednoznacznie widać tworzenie się skupisk danych oraz istotny poziom zmienności. Porównując szeregi czasowe walorów rynku towarowego z szeregiem stóp zwrotu indeksu WIG20, widać zbieżność w występowaniu wspomnianych własności. Przeprowadzono

także testy normalności: Kołmogorowa-Smirnowa, Andersona-Darlinga, Jarque-Bera oraz Shapiro-Wilka, na podstawie których odrzucono hipotezę o normalności rozkładu. Tym samym, zaproponowano rozkłady alfa-stabilne. Na poniższym rysunku przedstawiono dopasowanie teoretycznych funkcji gęstości rozkładu normalnego i alfa-stabilnego dla zmiennych aluminium oraz WIG20.



Rys. 2. Dopasowanie rozkładu normalnego i alfa-stabilnego do rozkładów empirycznych

Źródło: Obliczenia własne.

Na rysunku przedstawiono graficzne porównanie dopasowania rozkładu normalnego oraz alfa-stabilnego do danych rzeczywistych. Wyraźnie widać lepszy poziom dopasowania dla rozkładu alfa-stabilnego, zwłaszcza w centralnej oraz „ogonowej” części rozkładu. Oszacowane wartości parametrów dla obu teoretycznych rozkładów prezentują tab. 1 oraz 2.

Tabela 1. Parametry dopasowanego rozkładu normalnego

Dodatek stopowy	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}$
ALUMINIUM	0,000072	0,013989
MIEDŹ	0,000446	0,018106
OŁÓW	0,000481	0,021748
NIKIEL	0,000224	0,024885
CYNA	0,000418	0,018434
CYNK	0,000160	0,019889
WIG20	0,000112	0,016479

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 2. Parametry dopasowanego rozkładu alfa-stabilnego*

Dodatek stopowy	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\gamma}$
ALUMINIUM	1,770040	-0,075798	0,000161	0,008490
MIEDŹ	1,661500	-0,054364	0,000483	0,010006
OŁÓW	1,658460	-0,158298	0,000283	0,012184
NIKIEL	1,751140	-0,014579	0,000303	0,014818
CYNA	1,507880	-0,131074	0,000264	0,008938
CYNK	1,650240	-0,026003	0,000258	0,011280
WIG20	1,754610	-0,011524	0,000166	0,010012

* Parametry oszacowane numerycznie metodą MNW.

Źródło: Obliczenia własne.

W kolejnym etapie badania przeanalizowano mierniki ryzyka, oparte przede wszystkim na prawdopodobieństwie realizacji stóp zwrotu badanych walorów na poziomie istotnie oddalonym od centralnej części rozkładu. Podejście implikowano gruboogonowym charakterem empirycznych rozkładów¹. Wyniki oszacowań mierników ryzyka dla inwestycji w aluminium oraz miedź przedstawiono w tab. 3-6 oraz rys. 3-4. Założono kwantyl na poziomie 0,01 oraz 0,05.

Tabela 3. Oszacowanie mierników ryzyka i zmienności – aluminium – kwantyl 0,01

0,01	rozkład empiryczny	rozkład normalny	rozkład stabilny
VaR_{α}	-0,041654	-0,031536	-0,044220
ES_{α}	-0,052452	-0,035808	-0,090711
MS_{α}	-0,049659	-0,034633	-0,064086
CTV_{α}	0,000097	0,000015	0,003201
CTD_{α}	0,009833	0,003920	0,056578
$CTSV_{\alpha}^{+}$	0,000074	0,000010	0,002459
$CTSV_{\alpha}^{-}$	0,000010	0,000002	0,000067
$CTSD_{\alpha}^{+}$	0,008606	0,003194	0,049584
$CTSD_{\alpha}^{-}$	0,003089	0,001260	0,008183

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 4. Oszacowanie mierników ryzyka i zmienności – aluminium – kwantyl 0,05

0,05	rozkład empiryczny	rozkład normalny	rozkład stabilny
1	2	3	4
VaR_{α}	-0,021767	-0,022644	-0,021169
ES_{α}	-0,033124	-0,027919	-0,039760
MS_{α}	-0,029033	-0,026304	-0,027116
CTV_{α}	0,000135	0,000023	0,001304
CTD_{α}	0,011601	0,004817	0,036117

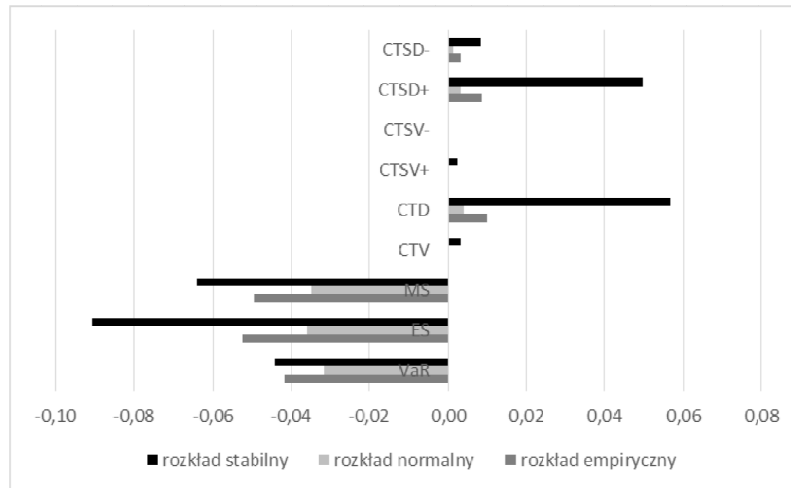
¹ Celem weryfikacji hipotezy o zgodności rozkładu empirycznego z rozkładem alfa-stabilnym przeprowadzono testy Andersona-Darlinga, Cramera-von Misesa, Kuipera oraz Watsona; na poziomie istotności 0,01 wykazano brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej głoszącej zgodność z rozkładem alfa-stabilnym [przyp. aut.]

cd. tabeli 4

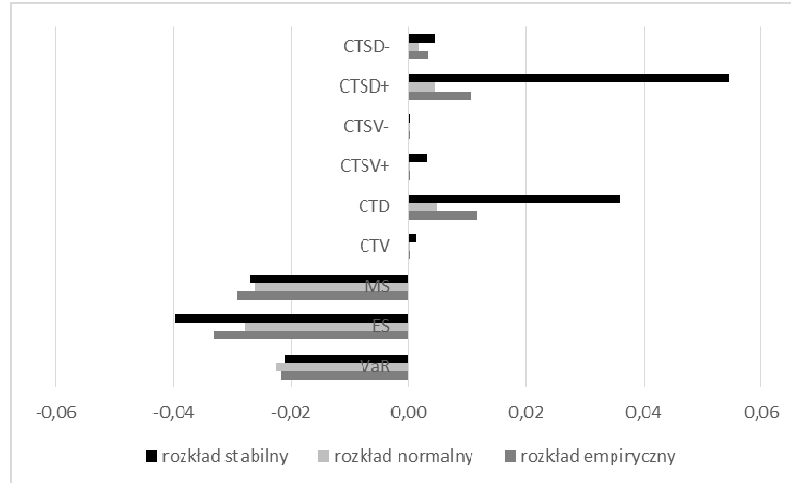
1	2	3	4
$CTSV_{\alpha}^{+}$	0,000114	0,000018	0,002979
$CTSV_{\alpha}^{-}$	0,000010	0,000002	0,000019
$CTSD_{\alpha}^{+}$	0,010670	0,004228	0,054579
$CTSD_{\alpha}^{-}$	0,003208	0,001531	0,004336

Źródło: Obliczenia własne.

(górny)



(dolny)



Rys. 3. Mierniki ryzyka i zmienności dla aluminium – kwantyl 0,01 (górny) oraz 0,05 (dolny)

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 5. Oszacowanie mierników ryzyka i zmienności – miedz – kwantyl 0,01

0,01	rozkład empiryczny	rozkład normalny	rozkład stabilny
VaR_{α}	-0,054962	-0,042885	-0,055381
ES_{α}	-0,069617	-0,050251	-0,086424
MS_{α}	-0,068616	-0,047962	-0,076414
CTV_{α}	0,000165	0,000051	0,001032
CTD_{α}	0,012845	0,007153	0,032124
$CTSV_{\alpha}^{+}$	0,000118	0,000040	0,000931
$CTSV_{\alpha}^{-}$	0,000032	0,000005	0,000089
$CTSD_{\alpha}^{+}$	0,010870	0,006327	0,030506
$CTSD_{\alpha}^{-}$	0,005686	0,002200	0,009454

Źródło: Obliczenia własne.

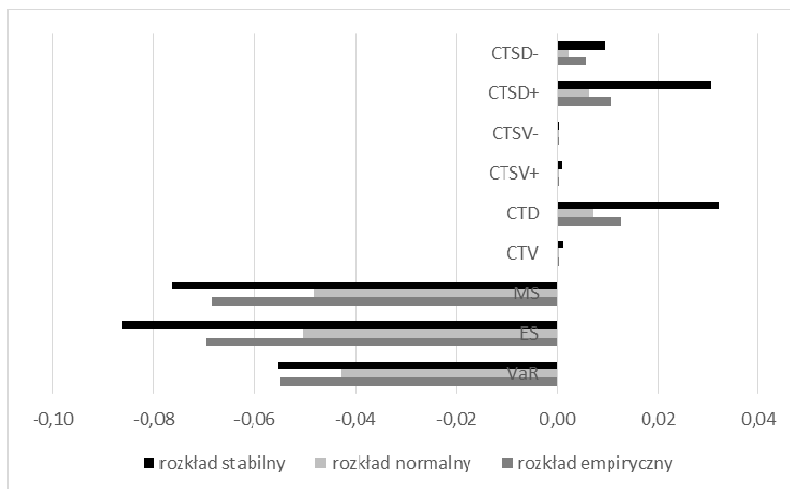
Tabela 6. Oszacowanie mierników ryzyka i zmienności – miedz – kwantyl 0,05

0,05	rozkład empiryczny	rozkład normalny	rozkład stabilny
VaR_{α}	-0,028363	-0,028062	-0,028641
ES_{α}	-0,043234	-0,036850	-0,046798
MS_{α}	-0,038263	-0,034052	-0,037383
CTV_{α}	0,000243	0,000068	0,000638
CTD_{α}	0,015574	0,008219	0,025254
$CTSV_{\alpha}^{+}$	0,000219	0,000057	0,000963
$CTSV_{\alpha}^{-}$	0,000020	0,000007	0,000028
$CTSD_{\alpha}^{+}$	0,014806	0,007533	0,031039
$CTSD_{\alpha}^{-}$	0,004451	0,002615	0,005272

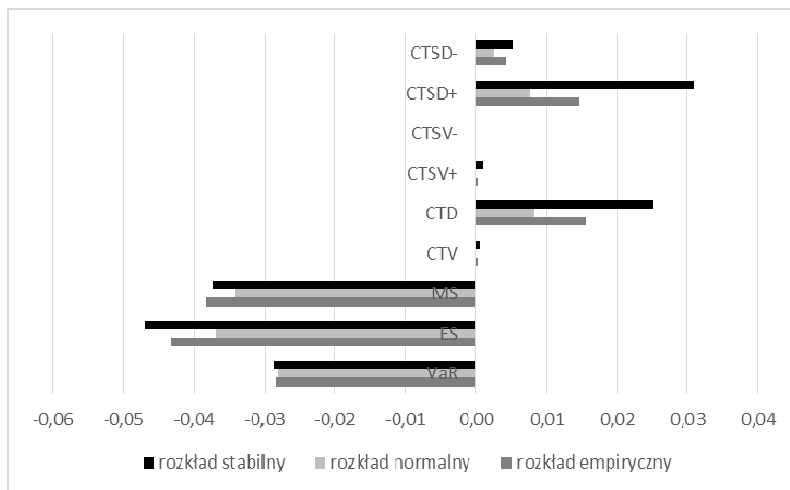
Źródło: Obliczenia własne.

Analiza mierników ryzyka wykazała, że bez względu na poziom kwantyla dla oszacowania wartości zagrożonej VaR , lepsze dopasowanie do danych empirycznych wykazywał rozkład alfa-stabilny. Podobny wniosek wyciągnięto w odniesieniu do miary MS . Natomiast wartość oczekiwanej straty powyżej poziomu wartości zagrożonej lepiej przybliża rozkład normalny. Biorąc pod uwagę poziom zmienności w ogonach rozkładów, rozkład alfa-stabilny wskazuje większe różnicowanie niż rozkład normalny. Konkluzja w naturalny sposób wynika z własności rozkładu alfa-stabilnego, dopuszczającej prawdopodobieństwo realizacji stopy zwrotu na poziomie istotnie oddalonym od oczekiwanego. Analizując semiodchylenia w ogonach rozkładów, zauważono, iż semiodchylenia dodatnie w stosunku do wartości zagrożonej są relatywnie wyższe niż semiodchylenia ujemne. Wniosek odnosi się do wszystkich analizowanych dodatków stopowych. Ujmując łącznie mierniki ryzyka oraz zmienności, wykazano, iż wyznaczanie ich na podstawie rozkładu alfa-stabilnego wiąże się z uzyskaniem wartości, które przeszacowują miary uzyskane dla rozkładów empirycznych. Natomiast przy zastosowaniu rozkładu normalnego uzyskane wartości są niedoszacowane. Wyniki dotyczą wszystkich analizowanych dodatków stopowych.

(górny)



(dolny)



Rys. 4. Mierniki ryzyka i zmienności dla miedź – kwantyl 0,01 (górny) oraz 0,05 (dolny)

Źródło: Obliczenia własne.

W ostatnim etapie badania dokonano analizy zależności pomiędzy parami badanych metali. Ze względu na gruboogonowy charakter empirycznych rozkładów skoncentrowano się na miernikach opisujących właśnie zależności w przypadku realizacji ekstremalnych stóp zwrotu. Zastosowano współczynniki zależności w dolnym i górnym ogonie rozkładu dla kwantyla rzędu 0,01. Wyniki estymacji dla dolnego i górnego ogona przedstawiają tab. 7 oraz 8.

Tabela 7. Współczynniki zależności w dolnym ogonie rozkładu

λ^L	ALUMINIUM	MIEDŹ	OLÓW	NIKIEL	CYNA	CYNK
ALUMINIUM	1	0,192215	0,154478	0,124351	0,142257	0,182245
MIEDŹ	0,192215	1	0,172248	0,151245	0,145598	0,312254
OLÓW	0,154478	0,172248	1	0,161124	0,154642	0,212429
NIKIEL	0,124351	0,151245	0,161124	1	0,092257	0,192254
CYNA	0,142257	0,145598	0,154642	0,092257	1	0,132235
CYNK	0,182245	0,312254	0,212429	0,192254	0,132235	1

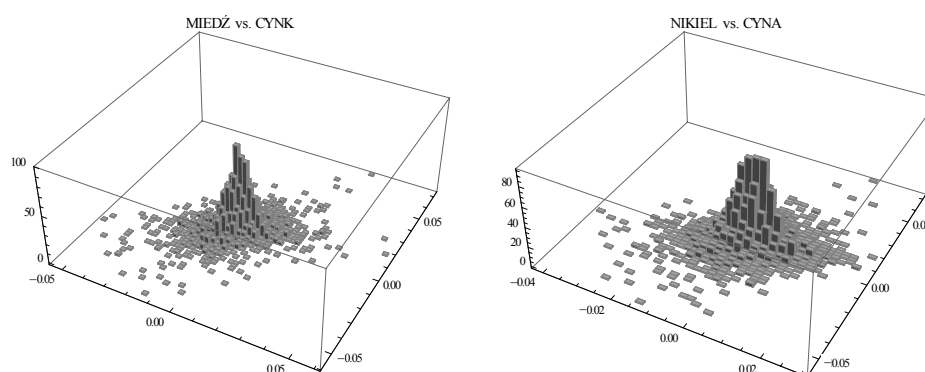
Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 8. Współczynniki zależności w górnym ogonie rozkładu

λ^U	ALUMINIUM	MIEDŹ	OLÓW	NIKIEL	CYNA	CYNK
ALUMINIUM	1	0,172534	0,149987	0,132455	0,151234	0,191134
MIEDŹ	0,172534	1	0,162249	0,142238	0,150122	0,292214
OLÓW	0,149987	0,162249	1	0,159984	0,139958	0,201139
NIKIEL	0,132455	0,142238	0,159984	1	0,085564	0,162245
CYNA	0,151234	0,150122	0,139958	0,085564	1	0,123348
CYNK	0,191134	0,292214	0,201139	0,162245	0,123348	1

Źródło: Obliczenia własne.

Badanie zależności w górnym oraz dolnym ogonie empirycznego dwuwymiarowego rozkładu wskazało, iż najsilniejsze związki występują pomiędzy realizacją stopy zwrotu ceny miedzi oraz realizacją stopy zwrotu ceny cynku. Wynik świadczy o występowaniu jednokierunkowych wspólnych tendencji do generowania ekstremalnych stóp zwrotu pomiędzy tymi walorami. Najsłabsze związki wskazano z kolei dla pary nikiel oraz cyna. Na rys. 5 przedstawiono empiryczne trójwymiarowe histogramy dla par metali wykazujących najsłabsze oraz najsilniejsze zależności w ogonach rozkładów.

**Rys. 5.** Dwuwymiarowe histogramy dla par miedź – cynk (lewy) oraz nikiel – cyna

Źródło: Obliczenia własne.

Miara zależności w ogonach wielowymiarowego rozkładu ma szczególne zastosowanie w teorii konstrukcji portfeli inwestycyjnych, przede wszystkim w przypadku istotnego prawdopodobieństwa realizacji ekstremalnych stóp zwrotu. Wykorzystywanie klasycznego współczynnika korelacji, zwłaszcza w sytuacji rozbieżności empirycznego rozkładu z rozkładem normalnym, jest tym samym nieuzasadnione.

Podsumowanie

Rynek stalowy, jako element rynku towarowego, nie jest powszechnie eksplorowanym polem badawczym wśród praktyków. Jednakże stanowi ciekawe i alternatywne dla rynku kapitałowego źródło pomnażania kapitału. W prezentowanej pracy podjęto próbę analizy zmienności oraz ryzyka inwestycyjnego związanego z lokowaniem środków finansowych w wybrane metale, które finalnie mają ogromny wpływ na ceny stali oraz produktów stalowych. Ze względu na odrzucenie hipotezy o rozkładzie normalnym empirycznych szeregów zastosowano nieklasyczne mierniki ryzyka oparte na metodologii Value-at-Risk. Przedstawione miary są koherentne, co ma szczególne znaczenie w konstrukcji portfeli inwestycyjnych.

Realizacja ekstremalnego zysku lub ekstremalnej straty stanowi istotny problem praktyczny. Wyniki wskazały, iż szacunki wartości zagrożonej są bardziej zbliżone do rzeczywistych przy zastosowaniu rozkładu alfa-stabilnego. Podobnie, jeśli rozważana jest warunkowa mediana strata powyżej VaR . Z kolei rozkład normalny dokładniej przybliża oczekiwaną stratę powyżej VaR w kontekście wartości oczekiwanej. Interesujące wnioski dotyczą także pomiaru zróżnicowania w ogonach empirycznego rozkładu. Oszacowania semiodchyleń dodatnich okazują się relatywnie wyższe niż semiodchyleń ujemnych. Ponadto mierniki ryzyka w ogonach rozkładów, wyznaczone na podstawie teoretycznych rozkładów alfa-stabilnych, zazwyczaj przeszacowują rzeczywiste wartości ryzyka, podczas gdy wyznaczone na podstawie rozkładu normalnego odpowiednio niedoszacowują.

Biorąc pod uwagę gruboogonowy charakter empirycznych rozkładów, przeanalizowano także zależności pomiędzy parami rozważanych walorów ze względu na prawdopodobieństwo wspólnych jednokierunkowych zmian w realizacji stopy zwrotu, ale przy założeniu obserwacji ekstremalnej, istotnie oddalonej od wartości oczekiwanej. Współczynniki zależności w dolnym i górnym ogonie wskazały na tego rodzaju związki w przypadku wszystkich badanych par walorów, nato-

miast najsilniej zależność ta występowała w przypadku pary miedź oraz cynk. Przedstawione wyniki mogą okazać się atrakcyjne dla inwestorów i badaczy związanych z zarządzaniem ryzykiem, zwłaszcza przy uwzględnieniu wysokiego prawdopodobieństwa wystąpienia jednokierunkowych ekstremalnych zmian stóp zwrotu. Informacja o możliwości wystąpienia jednokierunkowych ekstremalnych zmian w przypadku stóp zwrotu z inwestycji pozwala na budowanie odpowiednich strategii zabezpieczających oraz efektywną dywersyfikację portfeli w przypadku inwestycji bardziej złożonych.

Literatura

- Artzner P., Delbaen F., Eber J.-M., Heath D. (1999), *Coherent Measures of Risk*, „Mathematical Finance”, No. 9, s. 203-228.
- Lévy P. (1925), *Calcul des Probabilités*, Gauthier-Villars et Cie.
- Malevergne Y., Sornette D. (2006), *Extreme Financial Risk. From Dependence to Risk Management*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- Methni El J., Gardes L., Girard S. (2013), *Non-parametric Estimation of Extreme Risk Measures from Conditional Heavy-tailed Distributions*, INRIA, hal-00830647, version 4, September 2013.
- Stalowe Forum, Magazyn Polskiej Unii Dystrybutorów Stali, Numer 2 (27), Czerwiec 2013.
- Steel in Figures 2014* (2014), World Steel Association.
- Valdez E. A. (2005), Tail Conditional Variance for Elliptically Contoured Distributions, Belgian Actuarial Bulletin, No. 5, s. 26-36.

INVESTMENT RISK ANALYSIS WITH REGARD TO SOME SELECTED ALLOY SURCHARGES

Summary: Steel industry is one of the most important area in the structure of emerging markets. Alloy surcharges, which has been examined in this paper, are significant factor determining final price of steel products. Therefore require to be extensively described. The aim of this article is analysis of volatility and risk of returns observed on the metals market using non-classical measures and non-classical probability distributions (which allow for asymmetry, data clustering, high volatility, heavy tails, etc.). Moreover, tail dependencies between pairs of assets have been discussed.

Keywords: Expected Shortfall, Median Shortfall, Value-at-Risk, stable distributions, tail dependency measures.