

Eliza Buszkowska

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Prawa i Administracji, Katedra Nauk Ekonomicznych

Piotr Pluciennik

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Matematyki i Informatyki, Pracownia Ekonometrii Finansowej

OCENA RYZYKA INWESTYCJI W METALE SZLACHETNE W OKRESIE ŚWIATOWEGO KRYZYSU FINANSOWEGO 2007-2012

Wstęp

Gdy w lipcu 2007 indeks Dow Jones przekroczył po raz pierwszy w swej historii 14 tysięcy punktów, Henry Paulson, sekretarz skarbu w administracji prezydenta George'a W. Busha, oświadczył, że za jego życia globalna gospodarka nigdy jeszcze nie znajdowała się w tak znakomitej kondycji [por. Das 2011]. Krótco po tym, już na początku sierpnia 2007 roku, w efekcie zaprzestania wypłat z trzech funduszy opartych na obligacjach zabezpieczonych kredytami subprime przez bank BNP Paribas, zaufanie na amerykańskim rynku międzybankowym spadło drastycznie. Kryzys zaufania szybko przeniknął także do sektorów bankowych w innych krajach i utrzymywał się tam przez długi okres czasu pomimo szybkiej reakcji Systemu Rezerw Federalnych, Europejskiego Banku Centralnego oraz banków centralnych Australii, Kanady i Japonii, które w krótkim czasie wpompowały na rynki w sumie około 300 mld dolarów, ratując przed utratą płynności banki niemogące uzyskać finansowania w innych bankach. Niemal natychmiast zareagowały rynki finansowe, na których nastąpiło odwrócenie długo utrzymujących się trendów aprecjacyjnych. Indeksy giełdowe reagowały gwałtownymi wzrostami zmienności na kolejne niepokojące sygnały napływające z sektora bankowego w Stanach Zjednoczonych. Były to w pierwszej kolejności między innymi poważne problemy finansowe banków Northern Rock oraz Bear Stearns na początku 2008 roku. Pierwszy z tych banków został uchroniony przed bankructwem dzięki znacjonalizowaniu, drugi dzięki przejęciu przez JP Morgan Chase po bardzo niewygórowanej cenie. Kulminacją kryzysu hipotecznego był upadek banku Lehman-Brothers – czwartego co do wielkości banku inwestycyjnego w

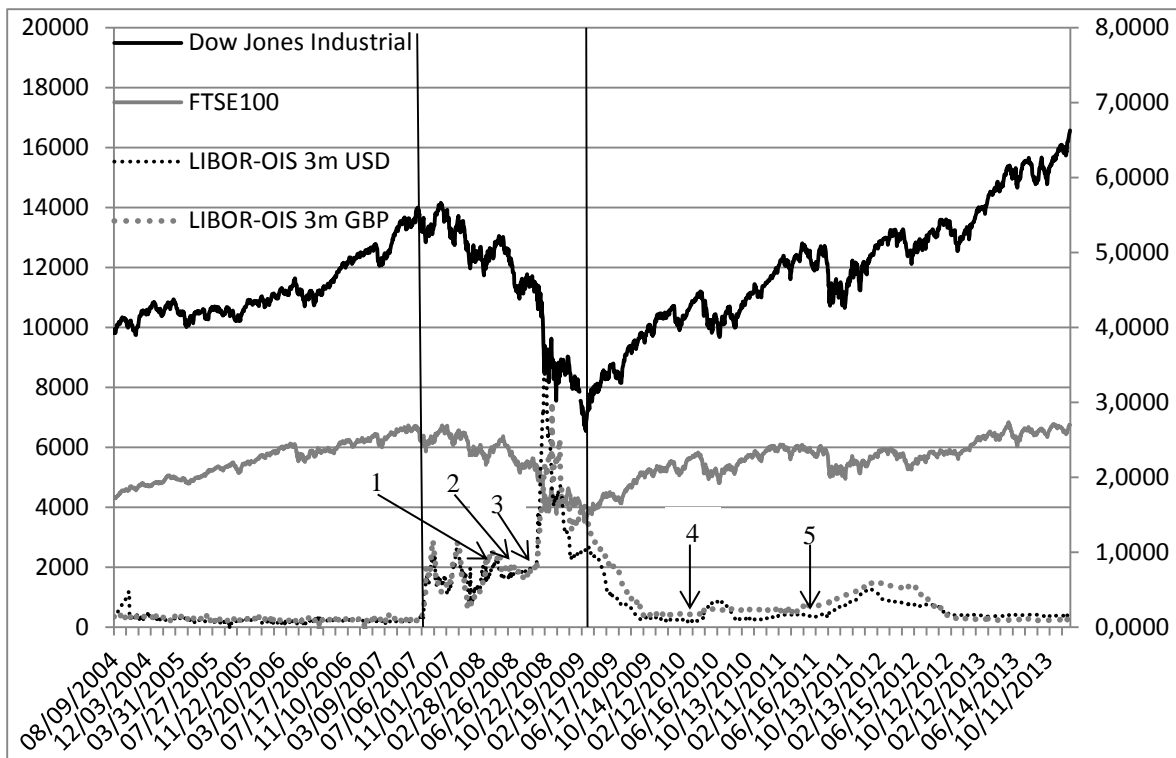
Stanach Zjednoczonych. To wydarzenie przyczyniło się do dalszego spadku zaufania na rynkach bankowych i wzrostu strachu przed uruchomieniem fali kolejnych bankructw, pomimo tego, że 3 października został przyjęty plan Paulsona, którego głównym celem był wykup „złych długów” w ramach programu TARP (Troubled Asset Relief Program) na którego realizację przeznaczono kwotę 700 mld. dolarów. Wiadomość o upadku Lehman-Brothers uderzyła też w rynki finansowe. Pomimo zażegnania kryzysu w Stanach Zjednoczonych, już w 2010 roku w Europie pojawiają się pierwsze sygnały kryzysu zaufania. Poszczególne wydarzenia związane z kryzysem zadłużeniowym również negatywnie wpływają na rynki finansowe. Wobec spadającego zaufania do obligacji państw Europy Południowej oraz ich nadal rosnącego zadłużenia, jak również wolno postępującej i spotykającej się z dużym oporem reformie finansów publicznych należy oczekiwać, że kryzys zadłużeniowy potrwa jeszcze długo. W tym miejscu można by przytoczyć obszerny wywiad prezesa Bundesbanku Jensa Weidmanna dla Wall Street Journal z 17 kwietnia 2013 roku, w którym stwierdził, że bez reform strukturalnych Europa będzie zmagać się z kryzysem zadłużeniowym jeszcze przez dekadę. Z tego powodu tym bardziej istotne jest jakie instrumenty w obliczu kryzysu są stosunkowo bezpieczną inwestycją, która z jednej strony cechuje się niewielką zmiennością, a z drugiej w niewielkim stopniu reaguje na negatywne sygnały zewnętrzne. Chow i in. [1999] wykazali, że towary, a zwłaszcza metale, są atrakcyjną inwestycją gdy klimat na rynkach finansowych jest zły. Draper, Faff i Hillier [2006] udowodnili, że w sytuacji występowania na rynku ponadprzeciętnie dużej zmienności kursów akcji warto budować portfele w oparciu o metale szlachetne. Auer i in. [2012] oraz Agyei-Ampomah, Gounopoulos i Mazouz [2013] jako dobrą lokatę na czas obecnych zawirowań wskazują złoto. Wyniki te skłoniły nas do przyjęcia za główny cel niniejszego artykułu sprawdzenia, czy w minionym kryzysie hipotecznym w Stanach Zjednoczonych oraz obecnym kryzysie zadłużeniowym inwestycja w metale szlachetne jest obarczona mniejszym ryzykiem rynkowym niż instrumenty rynku kapitałowego.

Cel zrealizowaliśmy poprzez analizę wartości zagrożonej (VaR), będącej standardową miarą ryzyka rynkowego [por. Jorion 2000], wyznaczonej dla szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu ze srebra i złota notowanych na London Metal Exchange. Aby uzyskać odniesienie do rynku kapitałowego dodatkowo wyznaczona została wartość zagrożona dla logarytmicznych zwrotów dla głównego brytyjskiego indeksu giełdowego FTSE 100.

1. Dane

Jak wspomnieliśmy, przedmiotem badań będą dzienne zwroty logarytmiczne notowań srebra i złota pochodzące z London Metal Exchange oraz dzienne zwroty logarytmiczne brytyjskiego indeksu FTSE 100. Tym samym trzeba też zwrócić uwagę na fakt różnic czasu w jakim wyznaczane są notowania. W przypadku srebra jest to godzina 12.00, podczas gdy notowanie złota podawane są dwukrotnie w ciągu dnia – o godz. 10.30 oraz 15.00 (wykorzystamy notowania dostępne o późniejszej godzinie). Giełda papierów wartościowych w Londynie zamyka się natomiast o godzinie 17:30. Z punktu widzenia interesującego nas zagadnienia różnice w godzinach notowań nie powinny jednak istotnie rzutować na otrzymane wyniki.

Ramy czasowe badanych okresów kryzysu ustaliliśmy w oparciu o spready pomiędzy 3-miesięczną stopą LIBOR a stałą stopą w trzymiesięcznym kontakcie OIS, dla dolara amerykańskiego oraz funta brytyjskiego. Spready te będziemy w skrócie nazywać spreadami LIBOR-OIS. Reprezentują one premię za płynność i ryzyko kontrahenta na rynku międzybankowym [por. Thornton 2009; Sengupta i Yu 2008]. Alan Greenspan, były przewodniczący Rady Gubernatorów FED, określił natomiast spread LIBOR-OIS jako „barometr strachu przed niewypłacalnością” [por. Thornton 2009]. Jak pokazuje rysunek 1, reagują on silnie na najważniejsze wydarzenia w amerykańskim sektorze bankowym oraz wydarzenia związane z kryzysem zadłużenia w Europie Południowej. Spready LIBOR-OIS zaczynają rosnać w drugiej połowie lipca 2007, lecz największy wzrost następuje 9 sierpnia 2007, po tym jak BNP Paribas zaprzestał wypłat z 3 funduszy opartych na obligacjach zabezpieczonych kredytami subprime (warto zauważyć, że spready dla obydwu walut zachowują się bardzo podobnie). Za datę zakończenia kryzysu hipotecznego uznajemy 10 marca 2009, dzień od którego obserwujemy szybki spadek spreadów LIBOR-OIS.



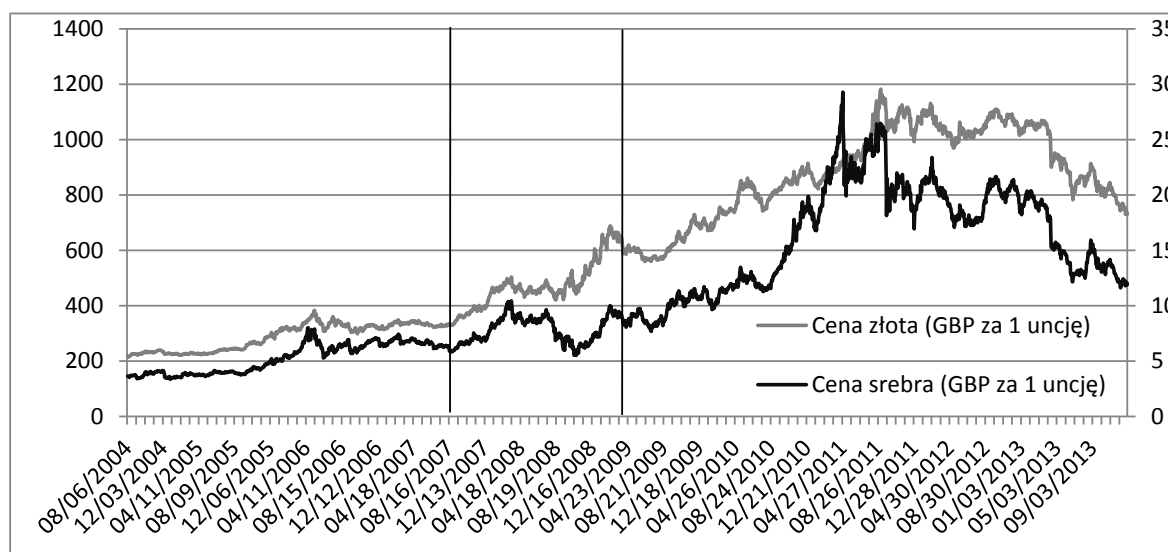
Rysunek 1. Poziomy indeksu Dow Jones Industrial i FTSE 100 (oś główna) oraz 3-miesięczne spready LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego oraz funta brytyjskiego z okresu od 9 sierpnia 2004 do 30 grudnia 2013 (oś pomocnicza)

Objaśnienia: 1 – Nacjonalizacja Northern Rock; 2 – Upadek Bear Sterns; 3 – Upadek Lehman-Brothers; 4 – wystąpienie Grecji o uruchomienie pierwszego pakietu pomocowego; 5 – obniżka ratingu Grecji przez Standard & Poor’s do poziomu CCC. Linie pionowe (9 sierpnia oraz 11 marca 2009) oznaczają podział na okresy badawcze.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Thomson Reuters Datastream.

Przedmiotem rozważań będą trzy okresy: trzyletni okres poprzedzający kryzys hipoteczny od 9 sierpnia 2004 do 8 sierpnia 2007, okres kryzysu hipotecznego od 9 sierpnia 2007 do 10 marca 2009 roku oraz okres następujący bezpośrednio po kryzysie hipotecznym, obejmujący także wydarzenia związane z kryzysem zadłużeniowym w państwach Europy Południowej. Okres ten zakończyliśmy 30 grudnia 2013. Na rysunku 1 można także zaobserwować, że na najbardziej burzliwe wydarzenia związane z kryzysem subprime indeksy giełdowe reagują spadkami oraz następującymi bezpośrednio po nich wzrostami zmienności. Ceny metali szlachetnych, które obserwujemy na rysunku 2 zdają się nie reagować tak znacząco na niepokojące sygnały nadchodzące z amerykańskiego sektora bankowego. Ponadto w okresie kryzysu hipotecznego stopy zwrotu ze złota i srebra były dodatnie, podczas gdy indeksy giełdowe traciły konsekwentnie na wartości. W kolejnym okresie stopy zwrotu z metali szlachetnych były niższe od stopy zwrotu z

indeksu FTSE100 jednak nadal pozostawały dodatnie. Statystyki opisowe badanych szeregów zwrotów logarytmicznych w rozważanych okresach przedstawione zostały w tabeli 1.



Rysunek 2. Ceny złota w przeliczeniu na GBP za uncję (oś główna) oraz srebra w przeliczeniu na GBP za uncję (oś pomocnicza) w rozważanych okresach

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze strony internetowej London Metal Exchange.

Tabela 1. Statystyki opisowe szeregów dziennych stóp zwrotu złota, srebra oraz indeksu FTSE100 w rozważanych okresach

okres	szereg	min.	maks.	średnia	mediana	odch.std.	skośność	kurtoza
I	Złoto	-6,2474	4,0330	0,07146	0,07561	1,1224	-0,6043	6,8618
	Srebro	-16,075	10,321	0,08879	0,13671	2,0900	-1,0151	10,604
	FTSE 100	-3,1972	2,6046	0,05000	0,09000	0,7085	-0,4345	5,0488
II	Złoto	-7,9719	6,0131	0,08165	0,0933	1,7832	-0,2392	4,7905
	Srebro	-14,767	18,279	0,01804	0,20755	2,9167	-0,1279	9,2541
	FTSE 100	-9,2656	9,3844	-0,14910	-0,07470	2,1338	0,07294	6,6100
III	Złoto	-9,5962	6,8414	0,02389	0,06210	1,2147	-0,55441	8,8939
	Srebro	-18,693	17,364	0,03071	0,03460	2,5319	-0,57178	10,965
	FTSE 100	-4,7792	5,0323	0,04940	0,06741	1,0904	-0,1037	4,7962

Objaśnienia: okres I to okres przedkryzysowy (9 sierpnia 2004 do 8 sierpnia 2007), okres II – okres kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych (9 sierpnia 2007 do 10 marca 2009), okres III – okres obejmujący wydarzenia związane z kryzysem zadłużeniowym w Grecji (11 marca 2009 do 30 grudnia 2013).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze strony internetowej London Metal Exchange..

Wstępna analiza statystyk opisowych wydaje się potwierdzać stawianą w artykule tezę. O ile w pierwszym rozważanym okresie zmienność indeksu FTSE100 jest zdecydowanie niższa od zmienności metali, to już w kolejnym jest ona wyraźnie większa niż zmienność złota. O ile zmienność złota zwiększyła się tylko nieznacznie, to w przypadku indeksu FTSE 100 wzrost ten był prawie trzykrotny. Wszystkie rozważane szeregi cechuje znaczna leptokurtoza. Ponadto w pierwszym okresie, w którym rósł zarówno poziom indeksu FTSE 100 jak i ceny surowców, rozkłady wykazują dużą lewostronną skośność. Wynika ona z faktu, że lewy ogon rozkładu jest wyraźnie grubszy niż prawy, a więc pomimo, że poziom indeksu rośnie prawdopodobieństwo wystąpienia dużych co do wartości bezwzględnej ujemnych, dziennych stóp zwrotu jest niemałe.

2. Wykorzystane modele

Wprowadzony przez T. Bollersleva [1986] model GARCH(p,q) uzależnia oszacowanie wariancji warunkowej od poprzedzających kwadratów składnika losowego y_t^2 oraz oszacowań wariancji warunkowej σ_t^2 otrzymanych dla poprzednich oszacowań. Mamy zatem

$$\begin{cases} y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \end{cases} \quad (1)$$

gdzie $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$, a ponadto parametry modelu muszą spełniać warunki $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$ i $\beta_i \geq 0$. Model GARCH spełnia warunek kowariancyjnej stacjonarności, jeśli

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i \leq 1. \quad (2)$$

Wprowadzony przez Glostena, Jagannathana i Runkle'a i in. [1993] model GJR-GARCH(p, q) jest modyfikacją standardowego modelu GARCH, która uwzględnia dodatkowo efekt dźwigni, czyli asymetryczny wpływ zaburzeń dodatnich i ujemnych na wariancję warunkową. Wariancja warunkowa w modelu GJR-GARCH(p,q) określona jest równaniem

$$\begin{cases} y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (y_{t-i}^2 + \mu_i y_{t-i}^2 I(y_{t-i}^2 < 0)) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \end{cases} \quad (3)$$

gdzie $I(\cdot)$ jest funkcją wskaźnikową (tzn. $I(y_{t-i}^2 < 0) = 1$ jeśli $y_{t-i}^2 < 0$ i $I(y_{t-i}^2 < 0) = 0$ jeśli $y_{t-i}^2 \geq 0$). Model GJR-GARCH spełnia warunek kowariancyjnej stacjonarności, jeśli

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i \left(1 + \frac{1}{2} \mu_i\right) + \sum_{i=1}^p \beta_i \leq 1. \quad (4)$$

Model EGARCH(p,q) (*Exponential GARCH*), podobnie jak model GJR-GARCH, uwzględnia efekt dźwigni. Model ten został wprowadzony przez D.B. Nelsona [1991].

Wariancja warunkowa w modelu EGARCH(p,q) określona jest równaniem

$$\begin{cases} y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left[\left| \frac{y_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \mu_i \left(\frac{y_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \right] + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2). \end{cases} \quad (5)$$

W związku z zastosowaną transformacją logarytmiczną nie występuje potrzeba wprowadzania ograniczeń na parametry α_i , β_i oraz μ_i . Jako rozkład innowacji wykorzystywać będziemy rozkład GED (Generalized Error Distribution) zaproponowany przez Nelsona [1991] oraz skośny rozkład t Studenta wprowadzony przez C. Fernández i M.F.J. Steela [1998], a wykorzystany jako rozkład innowacji w modelu GARCH przez P. Lamberta i S. Laurenta [2000].

3. Wyniki badań empirycznych

Modele opisujące proces wariancji warunkowej zostały wybrane na podstawie wskazań kryterium informacyjnego G. Schwarza [por. Schwarz 1978]. W poniższej tabeli 2 prezentujemy oszacowania parametrów modeli w okresie poprzedzającym kryzys. W przypadku złota najlepszym z modeli okazał się model EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED z liczbą stopni swobody równą κ , srebra – model GARCH(1,1) również z rozkładem innowacji GED, natomiast w przypadku indeksu giełdowego FTSE 100 optymalnym modelem okazał się być GJR-GARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t Studenta z liczbą stopni swobody równą κ .

Tabela 2. Oszacowania parametrów w modelach dopasowanych do dziennych logarytmicznych stóp zwrotu złota, srebra oraz indeksu FTSE 100 w okresie poprzedzającym kryzys (w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, a w kwadratowych p-wartości)

Parametr	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (GARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	FTSE 100 (GJR-GARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t)
ω	0,05067 (0,014)	0,15562 (0,0671)	0,0404 (0,0208)
α_1	0,06174 (0,0197) [0,002]	0,08282 (0,03095) [0,008]	0,02674 (0,00738) [0,000]
β_1	0,99769 (0,00263) [0,000]	0,87826 (0,03997) [0,000]	0,8039 (0,06927) [0,000]
μ_1	0,90032 (0,43004)	-	7,2089 (3,02448)

	[0,0363]		[0,017]
κ	1,2897 (0,1031)	1,26876 (0,0895)	28,0319 (24,2648)
$\ln(\xi)$	-	-	-0,22059 (0,05969) [0,000]

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Skośność i kurtoza rozkładu reszt standaryzowanych oraz wyniki testu Ljunga-Boxa przeprowadzonego dla ich kwadratów dla opóźnień 2, 5, oraz 10. Okres poprzedzający kryzys (w nawiasach podano p-wartości)

	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (GARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	FTSE 100 (GJR-GARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t)
skośność	-0,0229	-0,1951	-0,1422
kurtoza	3,9415	5,846	3,3162
Test Ljunga- Boxa(2)	0,334 (0,846)	1,573 (0,455)	3,8093 (0,149)
Test Ljunga- Boxa(5)	3,2018 (0,669)	10,897 (0,053)	4,4065 (0,492)
Test Ljunga- Boxa(10)	9,096 (0,523)	15,2763 (0,122)	7,673 (0,661)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Oszacowania parametrów w modelach dopasowanych dziennych logarytmicznych stóp zwrotu złota, srebra oraz indeksu FTSE100 w okresie kryzysu hipotecznego (w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, a w kwadratowych p-wartości)

	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (EGARCH(1,0) z rozkładem innowacji GED)	FTSE 100 (GJR-GARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)
ω	0,04946 (0,0275)	1,92834 (0,1584)	0,10154 (0,0555)
α_1	0,08474 (0,03628) [0,02]	0,21018 (0,09608) [0,029]	0,11706 (0,03365) [0,001]
β_1	0,98983 (0,00522) [0]	-	0,86129 (0,0328) [0,000]
μ_1	-	-	-
κ	1,37403 (0,1649)	1,10106 (0,1209)	1,41282 (0,1439)

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 3 zamieściliśmy podstawowe własności rozkładu reszt standaryzowanych oraz wyniki testu Ljunga-Boxa [por. Ljung i Box 1978; Tsay, 2010] przeprowadzonego dla ich kwadratów. Własności reszt standaryzowanych są zgodne z własnościami przyjętych rozkładów innowacji. W przypadku szeregu zwrotów logarytmicznych złota, gdzie zastosowano symetryczny rozkład GED, skośność jest bliska 0. W przypadku srebra obserwujemy wprawdzie niewielką lewostronną skośność w rozkładzie reszt standaryzowanych, okazuje się jednak, że jest ona zbyt mała, by model był w stanie ją opisać. Dobór symetrycznego rozkładu innowacji wynikał jednak w tym przypadku nie tylko ze wskazania kryterium informacyjnego Schwarza, ale także z faktu, że w kwadratach reszt standaryzowanych z modeli z rozkładem innowacji skośnym t Studenta zawsze pozostawała statystycznie istotna autokorelacja. Dla indeksu giełdowego FTSE 100, w przypadku którego zastosowano skośny rozkład t Studenta z ujemnym oszacowaniem parametru $\ln(\xi)$, rozkład reszt wykazuje niewielką skośność ujemną. Jednocześnie w przypadku zwrotów logarytmicznych indeksu FTSE100, gdzie otrzymano wysokie oszacowanie parametru κ , rozkład reszt ma kurtozę zbliżoną do 3. Wyniki testu Ljunga-Boxa, przeprowadzonego dla różnych opóźnień pokazały jednoznacznie, że każdy z dopasowanych modeli objaśnił całą autokorelację dostępną w kwadratach modelowanych szeregów.

W tabeli 4 przedstawiono oszacowania parametrów modeli dopasowanych do szeregów zwrotów logarytmicznych złota, srebra oraz indeksu FTSE 100 w okresie kryzysu hipotecznego. Pomimo obserwowalnej niewielkiej skośności w badanych szeregach, we wszystkich przypadkach najbardziej optymalnym okazał się rozkład GED.

Przedstawione w tabeli 5 współczynniki skośności wyznaczone dla rozkładu reszt standaryzowanych wskazują na obecność również w tych szeregach ujemnej skośności. W tym okresie wynikała ona jednak jedynie ze znacznej liczby dużych co do bezwzględnej wartości zwrotów ujemnych. Po wykluczeniu tych obserwacji mielibyśmy do czynienia z rozkładem symetrycznym, wobec czego w modelach z rozkładem innowacji skośnym t Studenta parametr $\ln(\zeta)$ pozostawał statystycznie nieistotny. W praktyce podobnie jak w przypadku pierwszego analizowanego okresu wyniki testu Ljunga-Boxa pokazały, że cała autokorelacja obecna w szeregu kwadratów dziennych stóp zwrotu została objaśniona przez model.

Tabela 5. Skośność i kurtoza rozkładu reszt standaryzowanych oraz wyniki testu Ljunga-Boxa przeprowadzonego dla ich kwadratów dla opóźnień 2, 5, oraz 10. Okres kryzysu hipotecznego (w nawiasach okrągłych podano p-wartości)

?????	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (EGARCH(1,0) z rozkładem innowacji GED)	FTSE100 (GJR-GARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t)
Skośność	-0,2629	-0,1051	-0,3966
kurtoza	3,7406	10,0327	4,2136
Ljung-Box(2)	1,6793 (0,432)	0,3651 (0,833)	1,2004 (0,549)
Ljung-Box(5)	6,3547 (0,273)	1,4734 (0,916)	4,6839 (0,456)
Ljung-Box(10)	14,9928 (0,132)	9,1887 (0,514)	6,1225 (0,805)

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 6 przedstawiono oszacowania parametrów otrzymane dla badanych szeregów w okresie następującym po kryzysie hipotecznym obejmującym również wydarzenia związane z rozwojem kryzysu zadłużenia państw Europy Południowej. Z racji zaobserwowania w szeregu zwrotów logarytmicznych srebra autokorelacji stopnia 1 model GARCH został rozbudowany o część liniową.

Tabela 6. Oszacowania parametrów w modelach dopasowanych do dziennych logarytmicznych stóp zwrotu złota, srebra oraz indeksu FTSE100 w okresie następującym po kryzysie hipotecznym (w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, a w kwadratowych p-wartości)

	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (GARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	FTSE 100 (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t Studenta)
a_1	-	-0,08701 (0,02366) [0,000]	-
ω	0,07278 (0,0174)	0,73242 (0,424)	0,02795 (0,0139)
α_1	0,11036 (0,0271) [0,000]	0,12331(0,04315) [0,004]	0,0949 (0,02561) [0,000]
β_1	0,97308 (0,01535) [0,000]	0,74815 (0,10517) [0,000]	0,88433 (28,399) [0,000]
κ	1,14379 (0,0856)	1,32143 (0,0992)	10,5778 (3,0907)
$\ln(\xi)$	-	-	0,10078 (0,03462) [0,004]

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Skośność i kurtoza rozkładu reszt standaryzowanych oraz wyniki testu Ljunga-Boxa przeprowadzonego dla ich kwadratów dla opóźnień 2, 5, oraz 10. Okres następujący po kryzysie hipotecznym (w nawiasach okrągłych podano p-wartości)

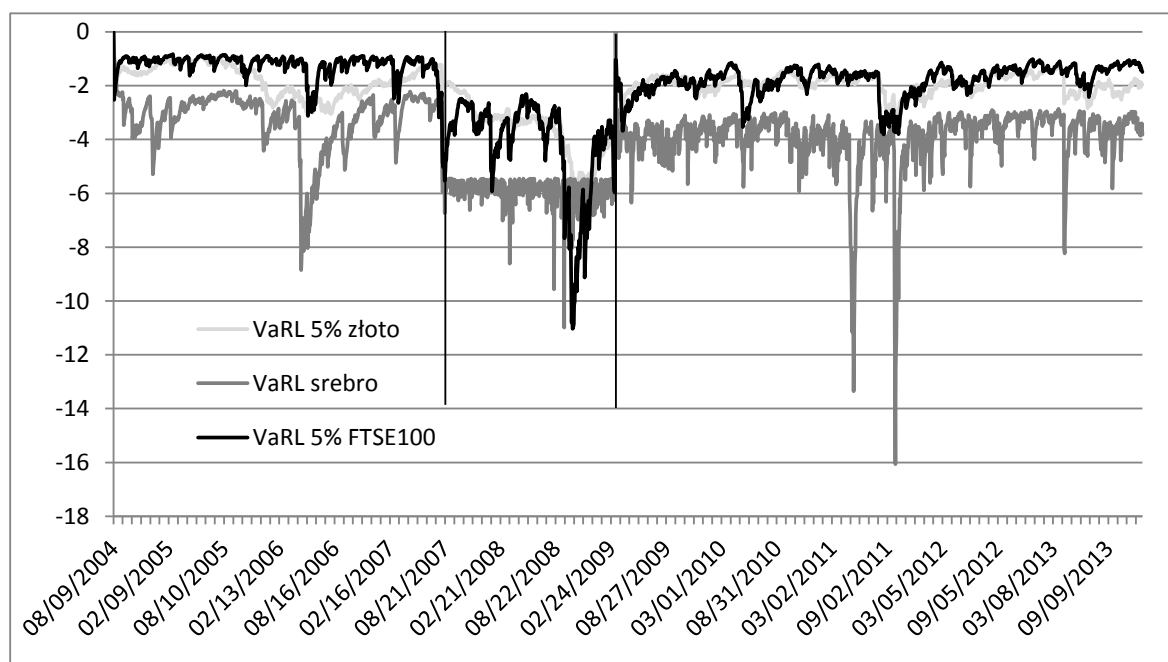
	Złoto (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	Srebro (GARCH(1,1) z rozkładem innowacji GED)	FTSE 100 (EGARCH(1,1) z rozkładem innowacji skośnym t)

Skośność	-0,7247	-0,5341	-0,0551
kurtoza	11,8962	7,2827	3,5425
Ljung-Box(2)	0,2489 (0,883)	0,9736 (0,615)	2,9543 (0,228)
Ljung-Box(5)	0,5265 (0,991)	1,6239 (0,898)	7,4954 (0,186)
Ljung-Box(10)	2,3709 (0,993)	2,7412 (0,987)	15,9114 (0,102)

Zródło: opracowanie własne.

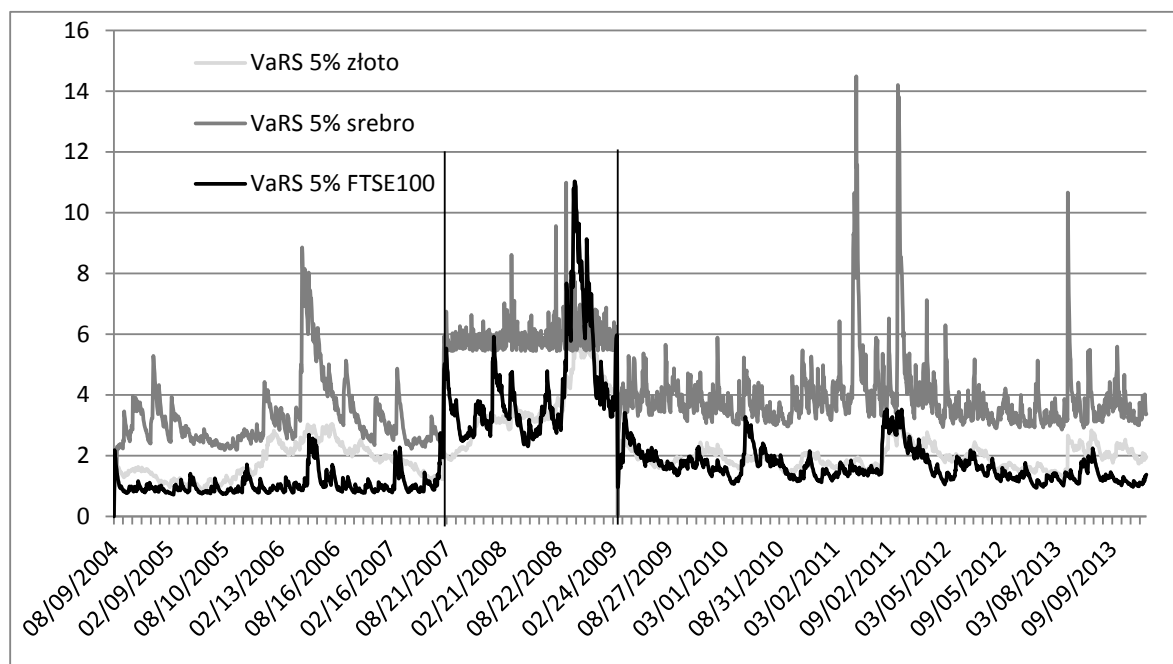
Przedstawione w tabeli 7 statystyki rozkładu reszt standaryzowanych z modeli dopasowanych do szeregów złota i srebra wskazują na obecność w tych szeregach ujemnej skośności. Z racji zmieniających się w trakcie trwania okresów trendów model z rozkładem innowacji skośnym t Studenta nie był w stanie jej we właściwy sposób opisać i konieczne było zastosowanie rozkładu innowacji GED. Pomimo to, testy Ljunga-Boxa dla kwadratów reszt standaryzowanych podobnie jak w poprzednich okresach pokazały, że model wykorzystał całą obecną autokorelację w szeregu kwadratów szeregu kwadratów dziennych stóp zwrotu-.

Na podstawie otrzymanej za pomocą modeli GARCH zmienności warunkowej wyznaczyliśmy wartość zagrożoną dla pozycji długiej i krótkiej w złocie, srebrze oraz portfelu replikującym indeks FTSE 100 przy poziomie tolerancji 5%, a także oczekiwany niedobór (ESF1) rozumiany jako wartość oczekiwana straty, pod warunkiem, że strata będzie większa niż VaR. Wartości zagrożone dla pozycji długiej oraz krótkiej zostały przedstawione na rysunkach 3 i 4. Z zawartych w tabeli 8 rezultatów wynika, że w żadnym z przypadków nie obserwujemy znaczących rozbieżności rzeczywistego udziału przekroczeń oraz założonego poziomu tolerancji. Ponadto w żadnym z przypadków hipoteza zerowa w teście Kupca [1995] nie została odrzucona, co oznacza, że w żadnym przypadków wartość zagrożona nie została ani przeszacowana ani niedoszacowana.



Rysunek 3. Oszacowania VaR dla pozycji długiej na poziomie tolerancji 5% na podstawie zmienności warunkowej otrzymanej za pomocą modeli GARCH

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4. Oszacowania VaR dla pozycji krótkiej na poziomie tolerancji 5% na podstawie zmienności warunkowej otrzymanej za pomocą modeli GARCH

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8. Ocena jakości oszacowań VaR opartych na zmienności wyestymowanej za pomocą modeli GARCH w okresie poprzedzającym kryzys hipoteczny (I), okresie kryzysu hipotecznego (II) oraz okresie następującym bezpośrednio po nim (III)

	okres	szereg	Liczba przekroczeń	Udział przekroczeń	Test Kupca (p-wartość)	Oczekiwany niedobór (ESF1)
VaR (I) pozycja długa	(I)	złoto	36	0,048387	0,058132 (0,8095)	-2,606996
		srebro	33	0,044355	0,577276 (0,4474)	-5,332763
		FTSE100	30	0,040323	1,667766 (0,1966)	-1,612192
VaR (I) pozycja krótka	(I)	złoto	37	0,049731	0,003963 (0,9498)	2,212257
		srebro	30	0,040323	1,667766 (0,1966)	4,325177
		FTSE100	40	0,053763	0,177069 (0,6739)	1,266192
VaR (II) pozycja długa	(II)	złoto	18	0,045455	0,177432 (0,6736)	-4,207825
		srebro	18	0,045455	0,177432 (0,6736)	-7,335546
		FTSE100	20	0,050505	0,00212 (0,9633)	-4,461724
VaR (II) pozycja krótka	(II)	złoto	19	0,04798	0,034468 (0,8527)	3,780538
		srebro	14	0,035354	1,983475 (0,159)	7,193368
		FTSE100	20	0,050505	0,00212 (0,9633)	4,396742
VaR(III) pozycja	(III)	złoto	55	0,045795	0,459439 (0,4979)	-2,832475
		srebro	54	0,044963	0,663126 (0,4155)	-5,697619

długa	FTSE100	52	0,043297	1,187546 (0,2758)	-2,282037
VaR(III) pozycja krótka	złoto	53	0,04413	0,905596 (0,3413)	2,647934
	srebro	49	0,040799	2,277664 (0,1312)	5,439363
	FTSE100	58	0,048293	0,074475 (0,7849)	2,169838

Objaśnienia: Vokres I to okres przedkryzysowy (9 sierpnia 2004 do 8 sierpnia 2007), okres II – okres kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych (9 sierpnia 2007 do 10 marca 2009), okres III – okres obejmujący wydarzenia związane z kryzysem zadłużeniowym w Grecji (11 marca 2009 do 30 grudnia 2013).

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione na rysunku 3 oraz 4 oszacowania wartości zagrożonej pokazały, że przed wybuchem kryzysu hipotecznego zdecydowanie najmniej ryzykowna okazała się być inwestycja w portfel replikujący indeks FTSE 100. Również oczekiwany niedobór był w tym okresie najniższy w przypadku indeksu FTSE 100. Po wybuchu kryzysu sytuacja uległa znaczącej zmianie. Ryzyko inwestycji w złoto pozostaje niższe przez przeważająco większą część kryzysu. Również oczekiwany niedobór jest nieznacznie niższy dla złota. Oznacza to, że w wypadku napływu niekorzystnych informacji na rynek, które spowodowałyby wystąpienie dużego co do bezwzględnej wartości ujemnego zaburzenia strata na złocie także byłaby nieco niższa. Co ważne, na rysunkach możemy zaobserwować, że reakcja na takie wydarzenia jak poważne problemy finansowe banków Northern Rock oraz Bear Stearns w lutym i marcu 2008 roku, jak również spektakularny upadek czwartego co do wielkości banku inwestycyjnego w Stanach Zjednoczonych – banku Lehman-Brothers we wrześniu tego roku, jest niewspółmiernie mniejsza niż w przypadku portfela replikującego indeks FTSE 100. Po okresie kryzysu hipotecznego ryzyko rynkowe inwestycji w złoto oscyluje na poziomie zbliżonym do indeksu FTSE 100. Można natomiast zauważyć, że nie reaguje ono na napływające na rynek negatywne sygnały związane z rosnącym ryzykiem kredytowym papierów skarbowych, jak chociażby na wystąpienie Grecji o uruchomienie pierwszego pakietu pomocowego w kwietniu 2010 roku czy na obniżkę ratingu obligacji Stanów Zjednoczonych do poziomu AA+ w sierpniu 2010, w takim stopniu jak ryzyko indeksu FTSE 100. Inwestycja w srebro okazała się być znacznie bardziej ryzykowna od inwestycji w złoto oraz portfel replikujący indeks giełdowy, niemniej również ryzyko inwestycji w ten surowiec, podobnie jak portfel replikujący indeks FTSE 100, nie reaguje w sposób trwały na napływające na rynek negatywne sygnały. Uwagę zwraca bardzo duży oczekiwany niedobór otrzymany dla wartości zagrożonej wyznaczonej dla srebra we wszystkich rozważanych okresach. Jest on

nie tylko następstwem dużej zmienności szeregu dziennych, logarymicznych stóp zwrotu srebra, ale także zdecydowanie największej kurtozy. Oznacza to, że w przypadku napływu negatywnych sygnałów na rynek, spadek ceny srebra może być znacznie większy niż w przypadku złota.

Zakończenie

Nasze badania pokazały, że w okresie kryzysu hipotecznego złoto było inwestycją obciążoną stosunkowo najniższym ryzykiem rynkowym. W okresie następującym po zażegnaniu kryzysu hipotecznego jest ono zbliżone do ryzyka inwestycji w portfel stu największych spółek giełdowych notowanych na giełdzie w Londynie. Biorąc dodatkowo pod uwagę, że w okresie kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych złoto przyniosło stosunkowo wysoką stopę zwrotu, z całą pewnością można stwierdzić, że budowa portfela inwestycyjnego w oparciu o ten surowiec w okresie kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych była bardzo dobrą decyzją nie tylko ze względu na mniejsze ryzyko rynkowe, ale także na mniejszy poziom jego wahań, dzięki czemu inwestor preferujący określony poziom ryzyka nie był zmuszony do dokonywania częstych korekt portfela inwestycyjnego. Dla późniejszego okresu wnioski nie są już tak jednoznaczne. Ryzyko oscyluje na poziomie zbliżonym do indeksu FTSE 100, ale nadal w mniejszym stopniu reaguje ono na napływające na rynek negatywne sygnały zewnętrzne. Inwestycja w srebro, choć niewątpliwie bardziej ryzykowna niż portfel oparty na indeksie FTSE 100, ma tą zaletę, że na poziom ryzyka rynkowego znaczącego wpływu nie wywierają negatywne sygnały związane z kryzysem na rynku hipotecznym w Stanach Zjednoczonych czy też rosnącym ryzykiem kredytowym papierów skarbowych oraz rozwojem kryzysu zadłużeniowego w Grecji. Na koniec warto jeszcze raz zwrócić uwagę, że w każdym z rozważanych okresów inwestycja w złoto i srebro przyniosła dodatnią stopę zwrotu. Ponadto utrzymujące się w drugiej połowie ostatniego badanego okresu spadki cen metali szlachetnych zostały wyhamowane w drugiej połowie roku 2013, i stopy zwrotu rozważanych metali nadal pozostają dodatnie.

Bibliografia

Auer, J., Heyman, E., Möbert, J., Schaffnit-Chatterje, C., Stobbe, A., 2012, *Real assets. A Sought-after Investment Class In Times of Crisis*, DB Reserach, June 6, , Deutsche Bank.

- Agyei-Ampomah, S., Gounopoulos, D., Mazouz, K., 2013, *Does Gold Offer a Better Protection against Sovereign Debt Crisis than Other Metals?*, EFMA Annual Meeting.
- Bollerslev, T., 1986, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, vol. 31, s. 307–327.
- Chow, G., Jacquier, E., Kritzman, M., Lowry K., 1999, *Optimal Portfolios in Good and Bad Times*, Financial Analysts Journal, vol. 55, no. 3, s. 65–73.
- Das, S., 2011, *Extreme Money: Masters of the Universe and the Cult of Risk*, FT Press, Upper Saddle River, New Jersey.
- Draper, P., Faff, R.W., Hillier D., 2006, *Do Precious Metals Shine? An Investment Perspective*, Financial Analysts Journal, vol. 62, s. 98–106.
- Fernández, C., Steel, M.F.J., 1998, *On Bayesian Modelling of Fat Tails and Skewness*, Journal of the American Statistical Association, vol. 93, s. 359–371.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993, *On the Relation Between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*, Journal of Finance, vol. 48, no. 5, s. 1779–1801.
- Jorion, P., 2000, *Value-at-Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, McGraw-Hill, New York.
- Kupiec, P., 1995, *Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models*, Journal of Derivatives, vol. 2, s. 173–84.
- Lambert, P., Laurent S., 2000, *Modelling Skewness Dynamics in Series of Financial Data*, Discussion Paper, Institut de Statistique, Louvain-la-Neuve.
- Ljung, G.M., Box, G.E.P., 1978, *On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models*. Biometrika, 65 (2), s. 297–303.
- Nelson, D.B., 1991, *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new approach*, Econometrica, vol. 59, s. 347–370.
- Schwarz, G., 1978, Estimating the dimension of a model. Annals of Statistics, vol. 6, s. 461–464.
- Sengupta, R., Yu, M.T., 2008, *The LIBOR-OIS Spread as a Summary Indicator*, Economic Synopses, no. 25, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Thornton, D.L., 2009, *What the Libor-OIS Spread Says?*, Economic Synopses, 24, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Tsay, R.S., 2010, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley and Sons, Hoboken, New Jersey.