

**Katarzyna Mamcarz**

Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie  
e-mail: katarzyna.mamcarz@poczta.umcs.lublin.pl

---

## **PODSTAWOWE KLASY AKTYWÓW JAKO DETERMINANTY CENY ZŁOTA W OKRESIE DŁUGIM. ANALIZA ZALEŻNOŚCI**

## **BASIC ASSETS CLASSES AS THE DETERMINANTS OF THE GOLD PRICE IN THE LONG RUN. RELATIONSHIP ANALYSIS**

---

DOI: 10.15611/pn.2018.533.16

JEL Classification: G11, G15

**Streszczenie:** Celem artykułu jest ocena ekspozycji ceny złota na zmiany ceny czterech klas aktywów: akcji, obligacji, surowców i nieruchomości, reprezentowanych przez następujące indeksy: S&P500 index, Bloomberg Barclays US Aggregate Bond Index (LBSTRUU), Thomson Reuters/CoreCommodity CRB Index (TRJ/CRB) oraz Wilshire US Real Estate Investment Trust Index (WILREIT). Badania wykonano w okresie 1998 XII-2017 XII. Badania wykazały, że w całym okresie, a także w okresie hossy i bessy na rynku złota, nie stwierdzono relacji kointegrującej między ceną złota a cenami poszczególnych klas aktywów. Wyniki testu ADF dla reszt modelu wskazują, że w okresie długim ceny tych aktywów nie determinowały ceny złota, zatem regresja miała charakter pozorny. Tezę tę potwierdza również analiza współczynników korelacji dla pierwszych różnic szeregów logarytmów poszczególnych zmiennych. Otrzymane wyniki są istotne dla inwestorów dokonujących wyboru między inwestycjami w fizyczne produkty złota a innymi klasami aktywów.

**Słowa kluczowe:** cena złota, akcje, obligacje, surowce, nieruchomości.

**Summary:** The goal of the article is to assess the exposure of gold prices to changes of the four asset classes, i.e. stocks, bonds, commodities and real estate represented by S&P500 index, Bloomberg Barclays US Aggregate Bond Index (LBSTRUU), Thomson Reuters/Core Commodity CRB Index (TRJ/CRB) and Wilshire US Real Estate Investment Trust Index (WILREIT). The research covered the period from December 1998 to December 2017. Studies have shown that in the whole period and in sub-periods (bull and bear market) the cointegration between gold price and price of considered asset classes did not appear. The results of ADF test for residues indicated that asset prices had no impact on gold price in the long run, therefore the regression was spurious. This was also proved by the analysis of the correlation coefficients for first differenced logarithmic values of variables. The results are crucial to investors choosing between physical gold regarded as safer in the long run, and other asset classes.

**Keywords:** gold price, stocks, bonds, commodities, real estate.

## 1. Wstęp

Celem artykułu jest ocena ekspozycji ceny złota na zmiany ceny czterech podstawowych aktywów, tj. akcji, obligacji, surowców i nieruchomości. Rynki wymienionych aktywów reprezentowane są odpowiednio przez następujące indeksy: indeks S&P500, indeks LBUSTRUU, indeks TRJ/CRB oraz indeks WILREIT. Niskie stopy zwrotu na tych rynkach, a zwłaszcza załamania na rynkach akcji, wiążą się z ucieczką inwestorów do złota jako inwestycji w miarę bezpiecznej. Pojawia się pytanie o wpływ tych rynków na cenę złota oraz ich wzajemne relacje. Sformułowano następującą hipotezę badawczą: rynki wymienionych aktywów determinują cenę złota w okresie długim. Dla realizacji wytyczonego celu zbadano stacjonarność szeregów czasowych, posługując się rozszerzonym testem Dickey'a-Fullera (*augmented Dickey-Fuller test*, ADF), zbudowano model potęgowy i przeprowadzono analizę kointegracji. W badaniu wykorzystano także podstawowe statystyki opisowe oraz analizę opisową. Badania przeprowadzono w okresie 1998 XII-2017 XII. Analizę oparto na danych empirycznych publikowanych przez World Gold Council oraz pozyskanych z portalu finansowego Yahoo Finance, Ycharts, Bloomberg, Wilshire Associates.

## 2. Przegląd literatury

Problematyka wpływu zmian podstawowych aktywów na kształtowanie się ceny złota i ich wzajemnych relacji była przedmiotem badań wielu autorów. Dotyczyły one przede wszystkim krajów będących jego głównymi producentami i/lub konsumentami. Badania prowadzone są zarówno w walucie USD, jak i po przeliczeniu według odpowiedniego kursu w walutach narodowych. Autorzy wskazują, że:

- efekt złota jako hedgingu i „bezpiecznego portu” występuje na rynkach akcji w głównych krajach europejskich oraz w USA, ale nie w Australii, Kanadzie, Japonii oraz dużych rynkach wschodzących określanych jako BRIC [Baur, McDermott 2010, s. 1886],
- złoto ze względu na jego negatywną korelację z ceną akcji i obligacji może stanowić dobry komponent portfela inwestycyjnego [Demidova-Menzel, Heidorn 2007, s. 29],
- wysokie ceny ropy naftowej determinują cenę złota, a związków tych cen należy doszukiwać się w silnej presji tych cen na wzrost inflacji, przed którą inwestorzy chronią się, lokując swoje kapitały w złoto [Sindhu 2013, s. 87],
- między kształtowaniem się ceny złota i ropy naftowej występuje istotna korelacja pozytywna [Zhang, Wei 2010, s. 168],
- inwestycje w złoto powinny być rozważane w kontekście dobrze zdywersyfikowanego koszyka surowców [Michaud i in. 2006, s. 12],
- stopa zwrotu z inwestycji w złoto ma nieznaczny udział w stopie zwrotu z indeksów na kontrakty terminowe surowców [Michaud i in. 2006, s. 11-12],

- obserwuje się brak korelacji między zmianami ceny złota i rynku nieruchomości [Chan i in. 2011, s. 1419].

Wyniki badań poszczególnych autorów mogą nie być do końca porównywalne, ponieważ odnoszą się do różnych krajów i dotyczyły różnych okresów badawczych. Poszczególni autorzy badają ponadto odrębnie wpływ jednego lub większej liczby wybranych czynników, posługując się różnymi modelami: modelem regresji prostej [Sindhu 2013] lub jego modyfikacją o dodatkowe elementy [Baur, McDermott 2010], modelem VAR [Zhang, Wei 2010], wielowymiarowym modelem przełącznikowym Markowa (MSIAH) [Chan i in. 2011, s. 1419]. Wpływ na otrzymane rezultaty może mieć zatem zastosowanie w analizie, jak w niniejszym artykule, modelu regresji wielorakiej. Badania niektórych autorów prowadzone były ponadto na zmiennych w postaci cen lub stóp zwrotu o różnym interwale (dziennie, tygodniowe, miesięczne). W ocenie zależności między zmiennymi (cenami) może również wystąpić zjawisko regresji pozornej. Jeżeli zostanie pominięta analiza stacjonarności szeregów czasowych i ich kointegracji, wpłynie to na jakość otrzymanych wyników [Demidova-Menzel, Heidorn 2007; Sindhu 2013]. Problem taki nie występuje w przypadku analizy szeregów stóp zwrotu ze względu na ich zerowy stopień integracji.

### 3. Klasy aktywów i dane empiryczne

W badaniach posłużono się notowaniami cen złota oraz czterech klas aktywów: akcji, obligacji, surowców i nieruchomości, reprezentowanymi odpowiednio przez: indeks S&P500, indeks LBUSTRUU, indeks TRJ/CRB, indeks WILREIT i publikowanymi na koniec miesiąca za okres 1998 XII-2017 XII. Okres analizy obejmował 19 lat. Wymienione klasy aktywów stanowią zmienne objaśniające modelu.

W przypadku inwestycji w złoto można rozpatrywać trzy funkcje tego kruszcza w zależności od stopnia jego korelacji z innymi klasami aktywów: zabezpieczenie (*hedge*), dywersyfikator (*diversifier*) oraz bezpieczny port (*safe haven*). Ogólnie uważa się, że złoto ze względu na niską, a nawet niekiedy ujemną korelację z wieloma klasami aktywów, zwłaszcza z rynkiem akcji i obligacji, może być istotnym komponentem portfela inwestycyjnego. Może stanowić ponadto „bezpieczną przystań” dla inwestorów w warunkach ekstremalnej niepewności na rynkach finansowych z tym ograniczeniem, że odnosi się to do okresu krótkiego [Mamcarz 2017, s. 140].

Alternatywą dla inwestycji w złoto jest przede wszystkim rynek akcji. Wzrost cen akcji przekłada się na zmniejszenie zainteresowania inwestorów złotem i odwrotnie. Zawierania na rynkach akcji powodują powrót inwestorów do złota, traktowanego wtedy jako inwestycja bezpieczna (*safe haven*). Kluczowym dla inwestorów indeksem na rynkach akcji jest indeks S&P500. Ilustruje on zmiany kursów akcji spółek przemysłowych, handlowych, transportowych oraz sektora finansowego będących jego komponentem.

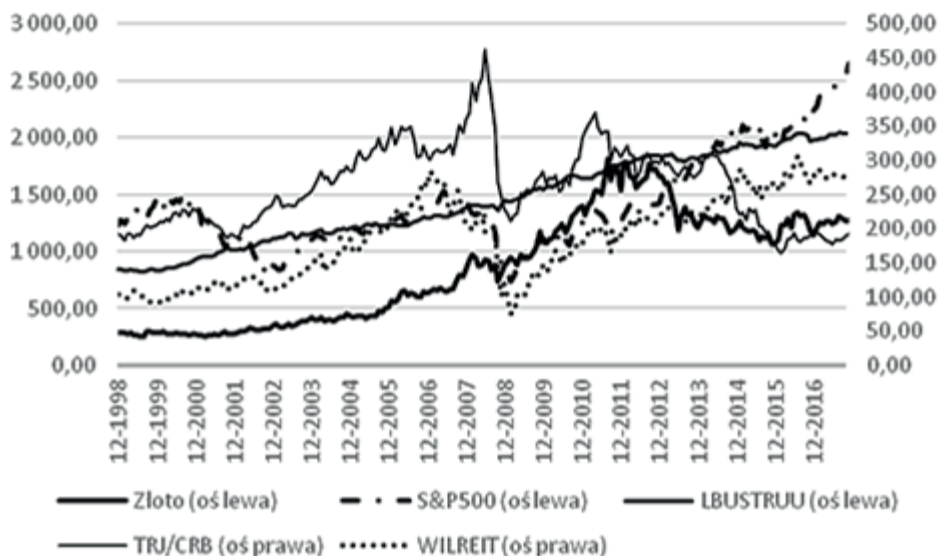
Złoto należy do aktywów finansowych nieprzynoszących odsetek. Staje się atrakcyjną inwestycją w okresach relatywnie niskich, a zwłaszcza ujemnych realnych stóp procentowych. Mało interesujące stają się wtedy lokaty bankowe i papiery o stałym oprocentowaniu. Prowadzi to do znacznego popytu na złoto i jego cena rośnie. Wysokie realne stopy procentowe powodują natomiast, że dla wielu inwestorów stopy zwrotu z inwestycji w złoto wydają się mało atrakcyjne. Zwiększa się wtedy zainteresowanie obligacjami i cena złota powinna spadać [Mamcarz 2015, s. 130-131]. Zmiany cen na rynkach obligacji odzwierciedla indeks LBSTRUU, który obejmuje większość obligacji amerykańskich z obszaru inwestycyjnego. W swej strukturze zawiera obligacje skarbowe, hipoteczne, korporacyjne i nieznaczną liczbę obligacji zagranicznych na rynku w USA.

Złoto należy do grupy metali szlachetnych i, oprócz wielu różnych zastosowań, używane jest jako surowiec w przemyśle. Na cenę złota może więc mieć wpływ, tzw. cykl surowcowy. Według teorii cyklu surowcowego na rynku przeplatają się określone fazy, charakteryzujące się zarówno znacznymi wzrostami, jak i spadkami cen podstawowych surowców przemysłowych. Popyt na nie zwiększa się wraz ze wzrostem produkcji przemysłu i osiąga swoje maksimum w szczycie aktywności gospodarczej [Bloch i in. 2006, s. 107]. Wskaźnikiem obrazującym zmiany cen na rynku surowców jest indeks TRJ/CRB (The Thomson Reuters/Jefferies CRB Index), który ze względu na reprezentowane w nim surowce i towary może być ponadto dobrą ilustracją przebiegu cykli na tym rynku.

„Nieruchomość jest to grunt oraz budynki z tym gruntem związane stanowiące przedmiot własności. Z prawnego punktu widzenia za części składowe nieruchomości uważa się również prawa związane z tą własnością” [Jajuga, Jajuga 2008, s. 373]. Wskaźnikiem ilustrującym zmiany cen na rynku nieruchomości jest publikowany od 1 stycznia 1978 r. indeks WILREIT (The US Wilshire REIT Index). Wyraża on zmiany cen udziałów w funduszach inwestycyjnych (Real Estate Investment Trust, REIT) inwestujących w nieruchomości w sposób bezpośredni i pośredni. Obejmują one wprost inwestycje w nieruchomości (inwestycje rzeczowe) oraz inwestycje w instrumenty finansowe rynku nieruchomości (akcje lub udziały firm posiadających w swoim majątku nieruchomości).

Zależności między kształtowaniem się analizowanych zmiennych ilustruje rys. 1 i tab. 1.

Badania dotyczą szczególnego czasu (1998 XII-2017 XII) w rozwoju rynku złota. Obejmował on (rys. 1) cztery okresy: a) trwający do kwietnia 2001 r. marazm na tym rynku, b) następnie nie znaną wcześniej hossę do początku września 2011 r., (6.09.2011 r. zanotowano najwyższą cenę złota: 1895,0 USD/oz.), c) dalej gwałtowne załamanie rynku do końca 2015 oraz, jak się wydaje, d) początkowe lata obecnej jego stabilizacji. W celu uwzględnienia tej specyfiki w rozwoju rynku złota okres analizy został podzielony na dwa podokresy: 1998 XII-2011 IX, ( $N = 154$ ) i lata 2011(X)-2017, ( $N = 75$ ), czyli, ogólnie mówiąc, okres „minihossy” i „minibessy”. Z punktu widzenia prowadzonych badań ważny jest fakt, że cztery zmienne objaś-



**Rys. 1.** Cena złota i podstawowe klasy aktywów w okresie 1998 XII-2017 XII

Źródło: opracowanie własne na podstawie [<https://www.gold.org/data/gold-price>; <https://ycharts.com>; <https://www.bloomberg.com>; <https://finance.yahoo.com/>; <https://wilshire.com>].

**Tabela 1.** Podstawowe statystyki opisowe dla ceny złota oraz indeksów: S&P500, LBUSTRUU, TRJ/CRB, WILREIT w okresie 1998 XII-2017 XII

Aktywa	Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna	Odch. stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
ZŁOTO	857,47	883,25	254,80	1813,50	475,68	0,55	0,19	-1,34
S&P500	1431,30	1320,30	735,09	2673,60	422,50	0,30	0,98	0,20
LBU-STRUU	1448,50	1401,80	825,19	2048,20	384,90	0,27	0,00	-1,33
TRJ/CRB	262,71	265,59	163,79	462,74	59,52	0,23	0,44	-0,34
WILREIT	186,19	193,75	75,42	306,81	62,40	0,34	0,03	-1,30

Źródło: opracowanie własne.

niające, tj. wszystkie indeksy, spełniają warunek analizy modelu, gdyż przekraczają minimalną wymaganą wartość współczynnika zmienności ( $V > 10,0\%$ ). Wykazały one zmienność odpowiednio: S&P500 (30,0%), LBUSTRUU (27,0%), TRJ/CRB (23,0%), WILREIT (34,0%). Najwyższą zmienność (55,0%) w porównaniu z tymi klasami aktywów wykazała cena złota.

#### 4. Metoda badawcza

W celu zbadania wpływu rynku akcji, rynku obligacji, rynku surowców i rynku nieruchomości na cenę złota zbudowano model potęgowy, następnie dokonano jego linearyzacji. Zmienne ujęto w postaci logarytmów w celu stabilizacji wariancji. Obliczenia przeprowadzono przy zastosowaniu programu GRET. Pierwotna postać modelu przedstawia się następująco:

$$Y = \alpha X_1^{\beta_1} \times X_2^{\beta_2} \times X_3^{\beta_3} \times X_4^{\beta_4} e^{\varepsilon}, \quad (1)$$

a po zlinearyzowaniu:

$$\ln Y = \ln \alpha + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \varepsilon, \quad (2)$$

gdzie:  $Y$  – cena złota,  $\alpha$  – parametr strukturalny (stała),  $X_1$  – indeks S&P500,  $\beta_1$  – parametr strukturalny (beta rynku akcji),  $X_2$  – indeks Bloomberg Barclays AB,  $\beta_2$  – parametr strukturalny (beta rynku obligacji),  $X_3$  – indeks TRJ/CRB,  $\beta_3$  – parametr strukturalny (beta rynku surowców),  $X_4$  – indeks WILREIT,  $\beta_4$  – parametr strukturalny (beta rynku nieruchomości),  $\varepsilon$  – składnik losowy.

Zlogarytmowana postać modelu jest liniowa względem parametrów strukturalnych. Parametry strukturalne są elastycznością ceny złota względem: rynku akcji ( $\beta_1$ ), rynku obligacji ( $\beta_2$ ), rynku surowców ( $\beta_3$ ) oraz rynku nieruchomości ( $\beta_4$ ). Inaczej są miarą ekspozycji ceny złota na wartość indeksów reprezentujących odpowiednie rynki. Informują, o ile procent zmieni się cena złota, gdy nastąpi zmiana wartości tych klas aktywów o 1%. Parametr beta wyższy od jedności oznacza, że względny wzrost ceny złota jest wyższy od względnego wzrostu odpowiedniego indeksu lub że względny spadek ceny złota jest wyższy od względnego spadku odpowiedniego indeksu. Widoczny jest więc wpływ wymienionych rynków na cenę złota. Ujemna wartość bety świadczy o odwrotnej (*perverse*) zależności między ceną złota a poszczególnymi indeksami [Ghazali i in. 2015, s. 74].

W celu określenia, czy między szeregami analizowanych klas aktywów nie występują korelacje pozorne, przeprowadzono analizę ich stacjonarności, posługując się rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (*augmented Dickey-Fuller test*, ADF). Stwierdzono, że były one niestacjonarne, a ich pierwsze przyrosty już stacjonarne. W przypadku pierwszego stopnia zintegrowania analizowanych szeregów przeprowadzono następnie analizę kointegracji celem zbadania, czy zależności zaobserwowane w przyjętym modelu mają charakter długookresowy. Analiza wykazała, że szeregi te nie są skointegrowane, zatem istnieje problem regresji pozornej. Obliczenia przeprowadzono przy zastosowaniu programu GRET.

## 5. Wyniki badań

Obliczenia przeprowadzono najpierw dla całego okresu analizy na podstawie danych miesięcznych ( $N = 229$ ) w celu zbadania, czy występuje ekspozycja ceny złota na zmiany cen podstawowych klas aktywów oraz jaki jest jej charakter. Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) zaprezentowano w tab. 2.

**Tabela 2.** Statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera dla logarytmów analizowanych szeregów czasowych 1998 XII-2017 XII ( $N = 229$ )

Wyszczególnienie	Zmienna		Pierwsze przyrosty zmiennej	
	ADF	<i>p-value</i>	ADF	<i>p-value</i>
ZŁOTO	-1,0833	0,7247	-17,0012	$2,05 \times 10^{-27}$
S&P500	-0,2562	0,9288	-7,6625	$4,75 \times 10^{-12}$
LBUSTRUU	-1,9860	0,2932	-11,9883	$1,14 \times 10^{-25}$
TRJ/CRB	-2,1908	0,2098	-6,2401	$3,10 \times 10^{-08}$
WILREIT	-1,4508	0,5588	-6,4312	$1,03 \times 10^{-08}$

Źródło: opracowania własne.

Dane liczbowe wskazują, że wszystkie szeregi były niestacjonarne, co może skutkować wystąpieniem zjawiska regresji pozornej. Testowano zatem stacjonarność szeregów pierwszych przyrostów analizowanych zmiennych. Otrzymane wyniki wskazują na ich stacjonarność, zatem wyjściowe szeregi charakteryzowały się pierwszym stopniem integracji  $I(1)$ . Można zatem dla tych szeregów przeprowadzić analizę kointegracji.

Wyniki estymacji regresji kointegrujących w metodzie Engle'a-Grangera oraz testu ADF dla reszt prezentuje tab. 3.

**Tabela 3.** Wyniki regresji kointegrującej modelu liniowego 1998 XII-2017 XII ( $N = 229$ )

Parametry	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>p-value</i>
Stała	-15,9358***	0,612282	$1,16 \times 10^{-69}$
S&P500	0,414461***	0,0681584	$5,11 \times 10^{-9}$
LBUSTRUU	2,52111***	0,0561745	$6,13 \times 10^{-114}$
TRJ/CRB	0,829300***	0,0592758	$2,21 \times 10^{-32}$
WILREIT	-0,647961***	0,0652146	$1,65 \times 10^{-19}$
Wsp. determ. R-kwadrat	0,950217	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	$1,3 \times 10^{-144}$
Skorygowany R-kwadrat	0,949329	Błąd standardowy reszt	0,145444
Stat. Durbina-Watsona	0,145028	ADF dla reszt ( <i>p-value</i> )	-2,77223 (0,7021)

Poziomy istotności: \*\*\* $\alpha = 0,01$ .

Źródło: opracowanie własne.

Parametry kointegrujące  $\beta$  są elastycznością ceny złota względem poszczególnych indeksów, reprezentujących analizowane rynki. Zmianie wartości tych indeksów o 1% odpowiada zmiana ceny złota odpowiednio: o 0,41% (indeks S&P500), o 2,52% (indeks LBUSTRUU), o 0,83% (indeks TRJ/CRB), i o -0,65% (indeks WILREIT). Beta złota tylko w trzech przypadkach wykazała wartość dodatnią, w tym w jednym była wyższa od jedności. Ujemna wartość bety dla indeksu WILREIT oznacza, że cena złota zmieniała się w przeciwnych kierunku niż rynek nieruchomości. Na podstawie przeprowadzonego testu ADF dla reszt modelu stwierdzono jednak, że nie są one stacjonarne. Oznacza to, że między analizowanymi szeregami nie wystąpiła relacja kointegrująca. Skutkuje to zawyżeniem wartości współczynników determinacji oraz wskazuje na brak zależności długookresowej między analizowanymi klasami aktywów a ceną złota.

Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) dla subokresu hossy ( $N = 154$ ), wskazują, że wszystkie szeregi analizowanych zmiennych, podobnie jak w całym analizowanym okresie, były niestacjonarne. Może to świadczyć o regresji pozorowanej. Testowano zatem dalej stacjonarność szeregów pierwszych przyrostów zmiennych. Otrzymane wyniki wskazują na stacjonarność wszystkich szeregów (złota oraz analizowanych indeksów) oraz że były one zintegrowane w stopniu pierwszym  $I(1)$ , przyjmując poziom istotności  $\alpha = 0,05$ <sup>1</sup>. Można więc dla tych szeregów przeprowadzić analizę kointegracji. W rezultacie otrzymano następujące wyniki dla regresji kointegrujących (tab. 4).

**Tabela 4.** Wyniki regresji kointegrującej modelu liniowego 1998 XII-2011 IX ( $N = 154$ )

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>p-value</i>
Stała	-21,9338***	0,782231	$2,63 \times 10^{-61}$
S&P500	1,15442***	0,0855113	$1,24 \times 10^{-27}$
LBUSTRUU	3,10386***	0,0811967	$6,67 \times 10^{-79}$
TRJ/CRB	0,196906*	0,104097	0,0605
WILREIT	-0,615724***	0,0636149	$1,71 \times 10^{-17}$
Wsp. determ. R-kwadrat	0,95783	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	$2,60 \times 10^{-101}$
Skorygowany R-kwadrat	0,956697	Błąd standardowy reszt	0,118701
Stat. Durbina-Watsona	0,321808	ADF dla reszt ( <i>p-value</i> )	-3,19135 (0,4843)

Poziomy istotności: \*\*\* $\alpha = 0,01$ ; \* $\alpha = 0,1$ .

Źródło: opracowanie własne.

Parametr beta złota w dwóch przypadkach jest wyższy od jedności. Zmianie indeksu S&P500 i indeksu LBUSTRUU o 1% odpowiadała zmiana ceny złota odpowiednio o 1,15% (S&P500) oraz o 3,10% (LBUSTRUU). Również w dwóch przypadkach był niższy od jedności. Zmianie indeksu TRJ/CRB i WILREIT o 1% odpowiadała zmiana ceny złota odpowiednio o 0,20% (TRJ/CRB) oraz o -0,62% (WILREIT).

<sup>1</sup> Tylko szereg indeksu S&P500 był stacjonarny  $I(0)$ , przyjmując  $\alpha = 0,10$ .



W drugim przypadku parametr beta ma wartość ujemną, co świadczy o przeciwnych kierunkach zmian cen złota i cen na rynku nieruchomości. Wynik testu ADF dla reszt modelu wskazuje na ich niestacjonarność. Nie stwierdzono zatem zależności długookresowej między ceną złota a indeksami poszczególnych analizowanych rynków w okresie hossy.

Wyniki testu Dickeya-Fullera (ADF) dla subokresu bessy ( $N = 75$ ) wskazują, że wszystkie szeregi analizowanych zmiennych były niestacjonarne, a ich pierwsze przyrosty stacjonarne. Szeregi złota oraz poszczególnych indeksów były zintegrowane w stopniu pierwszym  $I(1)$ , przyjmując poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Uzasadnione jest zatem przeprowadzenie analizy kointegracji w celu zbadania, czy zależność między złotem a innymi klasami aktywów ma charakter długookresowy (tab. 5).

**Tabela 5.** Wyniki regresji kointegrującej modelu liniowego 2011 X-2017XII ( $N = 75$ )

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>p-value</i>
Stała	-27,0132***	3,50213	$6,16 \times 10^{-11}$
S&P500	-0,78729***	0,0759077	$8,57 \times 10^{-16}$
LBUSTRUU	5,56068***	0,513113	$1,27 \times 10^{-16}$
TRJ/CRB	0,474354***	0,0644699	$2,77 \times 10^{-10}$
WILREIT	-0,808869***	0,162608	$4,50 \times 10^{-6}$
Wsp. determ. R-kwadrat	0,860084	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	$3,96 \times 10^{-29}$
Skorygowany R-kwadrat	0,852089	Błąd standardowy reszt	0,053834
Stat. Durbina-Watsona	1,141245	ADF dla reszt ( <i>p-value</i> )	-2,82416 (0,6771)

Poziomy istotności: \*\*\* $\alpha = 0,01$ .

Źródło: opracowanie własne.

Parametr beta złota w dwóch przypadkach miał wartość dodatnią, w jednym przypadku był wyższy, a w jednym niższy od jedności. Zmianie indeksu LBUSTRUU i TRJ/CRB o 1% odpowiadała odpowiednio zmiana ceny złota o 5,56% (LBUSTRUU) i o 0,47%. (TRJ/CRB). W dwóch przypadkach wykazał również wartość ujemną. Zmianie indeksu S&P500 i WILREIT o 1% odpowiadała odpowiednio zmiana ceny złota o -0,79% (S&P500) i o -0,81% (WILREIT). Ujemna wartość parametru beta świadczy o przeciwnych kierunkach zmian ceny złota i cen na rynku akcji i rynku nieruchomości. Szeregi analizowanych zmiennych nie były jednak skointegrowane, ponieważ reszty modelu nie są stacjonarne. Oznacza to brak zależności długookresowej między ceną złota a rynkami analizowanych klas aktywów w okresie bessy.

W celu pogłębienia badań, czy rynki analizowanych aktywów determinowały cenę złota, posłużono się dodatkowo współczynnikami korelacji. Ponieważ szeregi logarytmów ceny złota i rozpatrywanych indeksów na rynkach poszczególnych aktywów były niestacjonarne, w celu uniknięcia korelacji pozornej przeprowadzono analizę współczynników korelacji z zastosowaniem opóźnień dla pierwszych różnic tych zmiennych, które były stacjonarne (tab. 6).

**Tabela 6.** Korelogram wzajemny dla pierwszych różnic logarytmów analizowanych szeregów czasowych z opóźnieniami w latach 1999-2017

Opóźnienia	Indeks S&P500	Indeks LBUSTRUU	Indeks TRJ/CRB	Indeks WILREIT
-4	-0,0398	-0,043	0,0843	-0,0467
-3	0,0423	0,002	0,1232*	0,1341**
-2	0,0924	-0,016	0,0449	0,0307
-1	-0,0774	0,0059	-0,063	-0,091
0	0,003	0,3007***	0,4011***	0,1022
1	-0,023	0,0918	-0,0187	0,0078
2	-0,0119	-0,1259*	-0,1201*	-0,0668
3	0,0095	0,0766	0,0356	-0,0206
4	0,0105	-0,0605	-0,0228	0,0161

Poziomy istotności: \*\*\* $\alpha = 0,01$ ; \*\* $\alpha = 0,05$ ; \* $\alpha = 0,1$ .

Źródło: opracowanie własne.

Z tabeli 6 wynika, że większość współczynników korelacji nie była statystycznie istotna. W aspekcie analizowanych zależności interesujące są jednak tylko ujemne wartości współczynników korelacji, gdyż dowodzą one przeciwnych zmian ceny złota i cen analizowanych aktywów. Niskie stopy zwrotu na rynkach tych aktywów oznaczałyby bowiem ucieczkę inwestorów na rynek złota jako bardziej atrakcyjny i wiążący się z tym wzrost popytu i ceny tego kruszcu. Ujemne i statystycznie istotne wartości współczynników korelacji wystąpiły tylko przy opóźnieniu +2, były jednak bliskie zera. Analiza ta potwierdza wykazany wcześniej brak występowania zależności długookresowej między ceną złota a cenami poszczególnych klas aktywów.

## 6. Zakończenie

Badania dowiodły, że w całym analizowanym okresie nie stwierdzono relacji kointegrującej między ceną złota a kształtowaniem się cen na rynkach poszczególnych analizowanych klas aktywów reprezentowanych przez odpowiednie indeksy. Ocena ta została potwierdzona także po podzieleniu okresu badawczego na subokresy hossy i bessy. Wyniki testu ADF dla reszt skonstruowanych modeli wskazują zatem, że między analizowanymi szeregami nie wystąpiła zależność długookresowa. Tezę tę potwierdza również analiza współczynników korelacji obliczonych dla pierwszych różnic szeregów logarytmów poszczególnych zmiennych. Zależności szeregów czasowych złota i poszczególnych klas aktywów nie mają więc charakteru długookresowego, a relacje pomiędzy nimi są pozorne. Sformułowana hipoteza badawcza została zatem zweryfikowana negatywnie w odniesieniu do wszystkich analizowanych klas aktywów. Otrzymane wyniki są istotne dla inwestorów dokonujących wyboru między inwestycjami w fizyczne produkty złota a konkurencyjnymi dla tego kruszcu

przedstawionymi tu klasami aktywów. Pozorny charakter zależności między cenami analizowanych klas aktywów a ceną złota ogranicza możliwości właściwego wybo-ru kierunku inwestycji. W ocenie tych wyników należy mieć na uwadze, że niezależnie od wspomnianej specyfiki w rozwoju rynku złota (hossa, bessy) w okresie badań wystąpiło załamanie na rynku akcji (2007 r.) podczas kryzysu finansowego, co mia-ło niewątpliwie wpływ na decyzje inwestorów.

## Literatura

- Baur D.G., McDermott T.K., 2010, *Is gold a safe haven? International Evidence*, Journal of Banking and Finance, vol. 34, no. 8, s. 1886-1898.
- Bloch H., Dockery A., Sapsford D., 2006, *Commodity Prices and the dynamics of inflation in commodity-exporting Nations: Evidence from Australia and Canada*, The Economic Record, 82 (special issue), s. 97-109.
- Chan K.F., Treepongkaruna S., Brooks R., Gray S., 2011, *Asset market linkages: Evidence from financial, commodity and real estate assets*, Journal of Banking and Finance, vol. 35 no. 6, s. 1415-1426.
- Demidova-Menzel N., Heidorn T., 2007, *Gold in the Investment Portfolio*, Frankfurt School – Working Paper Series, no. 87.
- Ghazali M.F., Lean H.H., Bahari Z., 2015, *Is gold a good hedge against inflation? Empirical evidence in Malaysia*, Kajian Malaysia, vol. 33, Supp.1, s. 69-84.  
<https://www.bloomberg.com>.  
<http://www.gold.org/research/download-the-gold-price-since-1978>.  
<http://finance.yahoo.com>.  
<https://wilshire.com>.  
<https://ycharts.com>.
- Jajuga K., Jajuga T. 2008, *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa.
- Mamcarz K., 2015, *Determinants of gold price in the short term*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 855, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia, nr 74, t. 1, s. 127-137.
- Mamcarz K., 2017, *Cena akcji i rynek akcji jako podstawowe determinanty kursów akcji kopalni złota*, Finanse, nr 1(10), s. 135-150.
- Michaud R., Michaud R., Pulvermacher K., 2006, *Gold as a Strategic Asset*, WGC, <http://www.gold.org/search/site/gold%20as%20a%20strategic%20asset>.
- Morgan D., 2007, *Insiderwissen: Silber. Investieren Sie in die Zukunft*, FinanzBuch Verlag, München.
- Sindhu R. 2013, *A study on impact of selected factors on the price of gold*, Journal of Business and Management, vol. 8, no. 4, s. 84-93.
- Zhang Y-J., Wei Y-M. 2010, *The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery*, Resources Policy, vol. 35, no. 3, s. 168-177.