

dr Katarzyna Mamcarz

Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie

## Cena złota i rynek akcji jako podstawowe determinanty kursów akcji kopalni złota

### Wprowadzenie

Inwestorzy mogą uczestniczyć w zmianach ceny złota poprzez zakup jego produktów fizycznych oraz akcji spółek sektora wydobywczego (kopalni złota). Akcje spółek szeroko rozumianego sektora kopalni złota stanowią jeden z instrumentów finansowych angażowania kapitału. Schwarze (2010) wyróżnia: spółki zajmujące się poszukiwaniem złota (eksploratorów) oraz jego wydobywaniem (początkujących producentów, juniorów i seniorów). Oprócz wymienionych spółek w sektorze kopalni złota funkcjonują na rynku także spółki łączące te rodzaje działalności<sup>1</sup>. W przypadku kopalni złota ważnym czynnikiem określającym ich rentowność są koszty produkcji. W ocenie opłacalności produkcji istotny jest koszt całkowity (tzw. *All in Cost*)<sup>2</sup>. Warunkiem kontynuacji wydobywania w istniejących kopalniach jest pokrycie kosztu całkowitego przez cenę. Ceny akcji kopalni złota, podobnie

---

<sup>1</sup> W sektorze kopalni złota szczególnym rodzajem spółek są tzw. *royalties*. Poprzez wnoszenie określonych udziałów wspierają one pozostałe spółki, które dokonują następnie na ich rzecz stałych płatności, określonych z reguły procentowo od wielkości produkcji, przychodów lub zysków tych spółek. Zwykle udziały *royalties* są określane w umowie zawieranej przez strony, chociaż możliwa jest tylko rejestracja w odpowiednim rejestrze (*land registry*). *Royalties* nie ponoszą ryzyka operacyjnego. Występuje kilka rodzajów *royalties*, np. *Sliding Scale Royalty* (SCR), *Net Smelter Return* (NSR), *Royalty Stream* (RS), *Gross Royalty* (GR) i *Gross Overriding Royalty* (GOR), *Overriding Royalty* (ORR) i *Lessor* lub *Freehold Royalty* (FH). Unikalne cechy wymienionych *royalties* zapewniają ich właścicielom pewne korzyści komercyjne, które nie są dostępne dla wspieranych podmiotów (Franco-Nevada Corporation).

<sup>2</sup> *All in Cost* stanowi sumę wszystkich kosztów wynikających z funkcjonowania kopalni. Jego podstawową pozycją jest koszt związany bezpośrednio z wydobywaniem złota (*Mine Site Cash Cost*), który powiększony o koszty przetapiania i rafinacji, opłaty *royalties* i amortyzację daje całkowity koszt produkcji (*Total Production Cost*). Ten wraz z kosztami administracji, odsetkami od kredytów, kosztami nadzwyczajnymi i kosztami działań odtworzeniowych daje koszt całkowity (*All in Cost*) (Thomson Reuters GFMS 2015, s. 45).

jak ceny innych spółek, determinuje wiele czynników. Przedmiotem rozważań w niniejszym artykule są dwa z nich: cena złota i rynek akcji.

Cena złota jest niewątpliwie specyficznym czynnikiem wpływającym na cenę akcji kopalni, dlatego akcje te można potraktować nie jako zwykłą inwestycję, lecz instrument pochodny, dla którego złoto jest instrumentem bazowym (Morgan 2007, s. 83). Ceny akcji spółek kopalni złota, tak jak ceny innych spółek, powinny być jednak zależne od rozwoju całego rynku akcji. Miarą ekspozycji cen akcji kopalni na cenę złota jest współczynnik beta złota, a na rynek akcji – beta rynku.

W przypadku ceny złota może teoretycznie wystąpić tzw. efekt dźwigni ceny złota, ponieważ udziały w kopalni dają inwestorom nie tylko prawo do jednostki złota, ale także do partycypacji w całej przyszłej jego produkcji, toteż inwestycje w akcje przyniosą wyższe stopy zwrotu niż w złoto fizyczne. Dźwignia ma miejsce wtedy, gdy beta złota jest większa od jedności (Baur 2014, s. 174, 176). Inwestorzy oczekują wysokiej dźwigni ceny złota, wynikającej ze zmian zysku kopalni spowodowanych wahaniami jego ceny, który podlega tym większym wahaniom, im wyższe są koszty produkcji. Nieznaczące zmiany ceny złota mogą doprowadzić do nieproporcjonalnie wysokich wahań kursów akcji (Morgan 2007, s. 85). Wzrost ceny złota powoduje silniejszy wzrost ceny akcji (dodatni efekt dźwigni), natomiast przy spadku tej ceny silniejszy spadek ceny akcji (ujemny efekt dźwigni). Oznacza to, że jego cena determinuje zmiany kursów akcji kopalni zarówno w górę, jak i w dół. Inwestorzy będą osiągać odpowiednio wyższe lub niższe stopy zwrotu z inwestycji w akcje kopalni w porównaniu z inwestycjami w złoto. Dla inwestora istotne są efekty dodatnie. Kopalnie złota są jednak spółkami obciążonymi właściwym dla nich ryzykiem i lokowanie kapitałów w ich akcje powinien, jak już wspomniano, determinować rozwój rynku akcji. Załamania na rynkach akcji wiążą się jednak z ucieczką inwestorów do złota, jako inwestycji w miarę bezpiecznej, oraz do inwestycji w akcje kopalni złota. Powstaje zatem pytanie o łączny wpływ tych czynników na ceny kopalni złota i ich wzajemne relacje.

Celem artykułu jest ocena ekspozycji kursów kopalni na zmiany ceny złota i rozwój rynku akcji. Sformułowano następującą hipotezę badawczą: ceny akcji kopalni złota wykazują większą ekspozycję na zmiany ceny złota niż na zmiany cen na rynku akcji. Dla realizacji wytyczonego celu zbadano stacjonarność szeregów czasowych, posługując się rozszerzonym testem Dickeya–Fullera (*augmented Dickey–Fuller test*, ADF), zbudowano model potęgowy i przeprowadzono analizę kointegracji. W badaniu wykorzystano także podstawowe statystyki opisowe oraz analizę opisową. Okres badań obejmował lata 1997–2016. Analizę oparto na danych empirycznych publikowanych przez World Gold Council oraz pozyskanych z portalu finansowego Yahoo Finance.

## 1. Przegląd literatury

Problematyką wpływu zmian ceny złota i rynku akcji na kształtowanie się cen akcji kopalni zajmowało się wielu autorów. Pierwsze badania dotyczyły przede wszystkim krajów będących głównymi producentami złota. Faff i Chan (1998), badając spółki australijskie w latach 1979–1992, otrzymali betę rynku w wysokości 1,547. Z kolei Tufano (1998) badał 48 północnoamerykańskich kopalni złota w okresie 1990–1994 i uzyskał wartość bety złota na poziomie średnio 1,88. Następny autor, Twite (2002), dla 12 australijskich spółek w latach 1985–1998 otrzymał przeciętny wynik bety złota, który wyniósł 0,76 dla danych denominowanych w dolarach australijskich i 1,08 dla danych w USD. Wyższą ekspozycję na zmiany ceny złota wykazały więc spółki notowane w USD. W latach 1993–1999 Faff i Hillier (2004) analizowali spółki w wybranych krajach i otrzymali betę rynku w wysokości 0,4061 (Australia), 0,4133 (Kanada), 0,4462 (Południowa Afryka), 0,2992 (USA), 0,3567 (świat). Coleman (2010) badał dwie północnoamerykańskie spółki z prawie identycznymi aktywami, ale o przeciwstawnej polityce hedgingu. Akcje spółek niezabezpieczonych przynosiły wyższą stopę zwrotu niż zabezpieczonych w okresach wysokich cen złota, natomiast w okresach niskich cen nie było tu istotnej różnicy. Beta złota w obu przypadkach była niższa od jedności, przy czym kurs akcji spółki niezabezpieczonej okazał się nieco bardziej wrażliwy na zmianę ceny złota ( $\beta = 0,87$ ) niż spółki stosującej hedging ( $\beta = 0,71$ ). Chau (2012), badając spółki wchodzące w skład indeksu HUI w latach 1996–2011, otrzymał betę złota w wysokości 1,564 i betę rynku 0,410 (reprezentowanego przez indeks S&P500). Baur (2014) dla 41 australijskich kopalni złota wchodzących w skład S&P/ASX All Ordinaries Gold Index dla okresu 1980–2010 otrzymał betę złota na poziomie 0,7 i betę rynku wynoszącą 0,9. Przytoczone wyniki nie są z pewnością do końca porównywalne, gdyż badania poszczególnych autorów dotyczyły różnych okresów badawczych.

## 2. Dane empiryczne i metoda badawcza

W badaniach posłużono się notowaniami cen złota, indeksami HUI i S&P500 publikowanymi zarówno na koniec miesiąca, jak i koniec roku za lata 1997–2016. Okres analizy to 20 lat. Indeks HUI-NYSE Arca Gold BUGS (nazwa skrócona HUI) jest powszechnie znanym indeksem funkcjonujących w sektorze spółek kopalni złota. Obejmuje koszyk akcji 16 kopalni złota, które nie stosują hedgingu (*Basket of Unhedged Gold Stocks*, BUGS). Został wprowadzony 15 marca 1996 r., a jego wartość bazowa wyniosła 200 pkt. (Schwarze 2010, s. 113). S&P500 jest jednym z najważniejszych dla inwestorów indeksem na rynkach akcji. Tworzą go akcje spółek przemysłowych, handlowych, transportowych i sektora finansowego.

Badaniu poddano również 11 spółek kopalni złota wchodzących w skład HUI, których okres notowań pokrywał się z analizowanym okresem notowań tego indeksu.

Zależności między badanymi zmiennymi ilustrują tabela 1 oraz rysunki 1 i 2.

Tabela 1  
Macierz korelacji i podstawowe statystyki opisowe dla indeksu HUI,  
ceny złota oraz indeksu S&P500 w latach 1997–2016

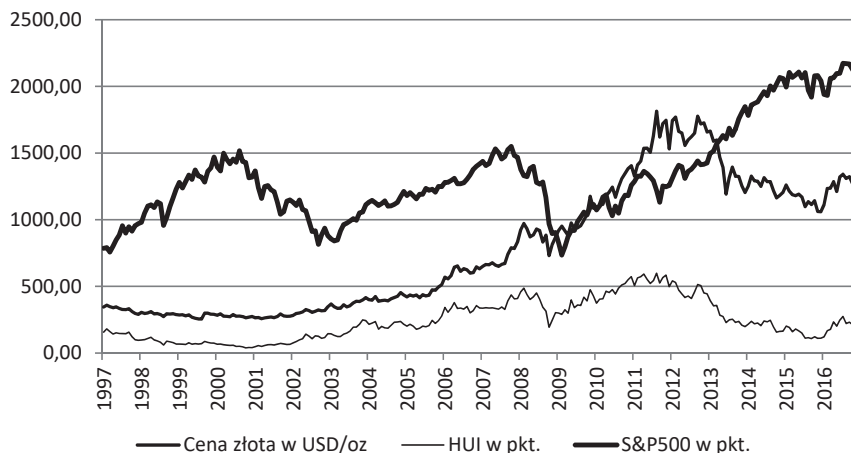
Zmienna	HUI	Złoto	S&P500
HUI	1,000		
Złoto	0,730	1,000	
S&P500	-0,016	0,501	1,000

Statystyki opisowe	HUI	Złoto	S&P500
Średnia	244,37 pkt.	784,88 USD/oz	1335,53 pkt.
Odchylenie standardowe	150,29 pkt.	479,33 USD/oz	357,76 pkt.
Współczynnik zmienności	61,50%	61,10%	26,80 %

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Rysunek 1  
Indeks HUI, cena złota oraz indeks S&P500 w latach 1997–2016  
(dane na koniec miesiąca)

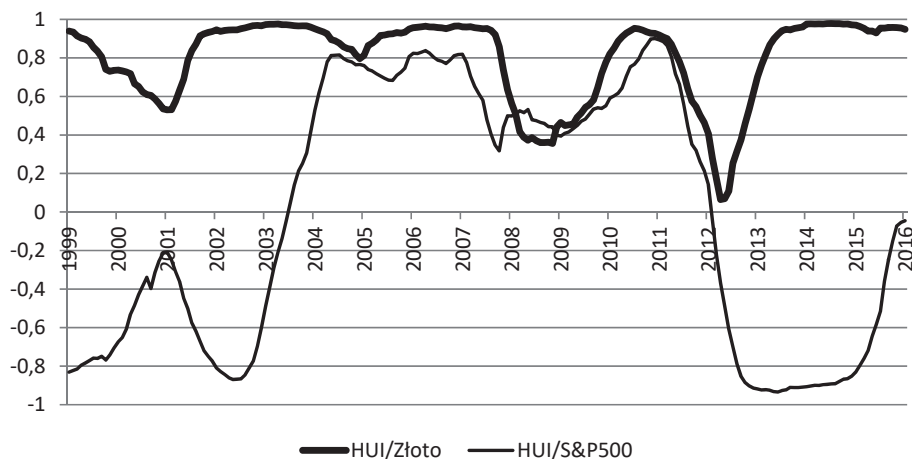


Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Z rysunków 1 i 2 wynika, że kurs akcji kopalni, mierzony indeksem HUI, podążał za ceną złota. Kilka razy indeks HUI wzrósł szybciej niż cena złota, ale potem następowała korekta. Wzrostom (spadkom) ceny złota odpowiadał, ogólnie mówiąc, wzrost (spadek) indeksu HUI. Cena złota i indeks HUI wykazały niemalże identyczną, bardzo wysoką zmienność (współczynniki zmienności wyniosły

odpowiednio:  $V_{HUI} = 61,50\%$ ,  $V_z = 61,10\%$ ). Współczynnik korelacji był równy  $\rho = 0,73$ , a współczynnik korelacji rolowanej zawsze miał wartość dodatnią, często zbliżając się do jedności. Dane te świadczą o dużej zależności cen akcji kopalni od ceny złota.

Rysunek 2  
Trzyletni współczynnik korelacji rolowanej dla indeksu HUI/złoto  
oraz indeksu HUI/S&P500



Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Wahania kursu akcji kopalni, mierzone indeksem HUI, często nie pokrywały się natomiast z zachowaniem się rynku akcji, wyrażonym indeksem S&P500. Dotyczy to zwłaszcza lat 1997–2003 oraz 2013–2016. W pierwszym przypadku szybkiemu wzrostowi, a następnie spadkowi S&P500 towarzyszył marazm na rynku akcji kopalni, a w drugim wzrostowi S&P500 odpowiadał spadek HUI. Współczynnik korelacji rolowanej przyjmował w tych okresach wartości ujemne, co jest dowodem na przeciwne kierunki zmian tych wielkości. Tylko w okresie 2004–2012 widać wyraźniejszy związek analizowanych wielkości, przy większym jednak wpływie na akcje kopalni ceny złota. Indeks HUI wykazał większą zmienność niż S&P500 (współczynniki zmienności wyniosły odpowiednio:  $V_{HUI} = 61,50\%$ ,  $V_{S\&P500} = 26,80\%$ ). Współczynnik korelacji za cały okres był niski ( $\rho = -0,016$ ), co świadczy o tym, że poza wspomnianym subokresem rozwój rynku akcji prawie nie miał wpływu na ceny akcji kopalni, zatem główną determinantą była cena złota.

Alternatywą dla inwestycji w złoto jest rynek akcji. Wzrost cen akcji przekłada się na mniejsze zainteresowania inwestorów złotem i odwrotnie. Zawirowania na rynkach akcji powodują natomiast powrót inwestorów do złota, traktowanego jako inwestycja bezpieczna. Rozmijanie się tych wielkości było szczególnie widoczne w okresie kryzysu finansowego (lata 2007–2008) i po roku 2011. Współczynnik

korelacji ukształtował się na poziomie średnim ( $\rho = 0,501$ ). Ogólnie uważa się, że złoto ze względu na niską, a nawet niekiedy ujemną korelację z wieloma klasami aktywów może stanowić istotny komponent portfela inwestycyjnego<sup>3</sup>. W przypadku inwestycji, w zależności od korelacji złota z innymi klasami aktywów, można rozpatrywać trzy funkcje tego kruszcu: zabezpieczenie (*hedge*), bezpieczny port (*safe haven*) oraz dywersyfikator (*diversifier*). Złoto można uznać za bezpieczną przystań w warunkach ekstremalnej niepewności na rynkach finansowych, ale dotyczy to tylko krótkiego okresu<sup>4</sup>.

W celu zbadania wpływu ceny złota oraz rynku akcji na kursy akcji kopalni, reprezentowane zarówno przez indeks HUI, jak i akcje poszczególnych spółek, w przypadku rozpatrywanych szeregów czasowych przeprowadzono analizę ich stacjonarności, posługując się rozszerzonym testem Dickeya–Fullera (*augmented Dickey–Fuller test*, ADF). Zbudowano model potęgowy, a następnie dokonano jego linearyzacji i zmienne ujęto w postaci logarytmów. Posłużono się również analizą kointegracji, aby określić, czy zależności zaobserwowane w przyjętym modelu mają charakter długookresowy.

Obliczenia przeprowadzono przy zastosowaniu programu GRETL. Pierwotna postać modelu przedstawia się następująco:

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

a po zlinearyzowaniu:

$$\ln Y = \ln \alpha + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \varepsilon \quad (2)$$

gdzie:  $Y$  – indeks HUI (lub kurs akcji spółki),  $\alpha$  – parametr strukturalny (stała),  $X_1$  – cena złota,  $\beta_1$  – parametr strukturalny (beta złota),  $X_2$  – indeks S&P500,  $\beta_2$  – parametr strukturalny (beta rynku),  $\varepsilon$  – składnik losowy.

Zlogarytmowana postać modelu jest liniowa względem parametrów strukturalnych. Parametr beta złota ( $\beta_1$ ) jest elastycznością indeksu HUI (kursu akcji spółki) względem ceny złota, inaczej miarą wrażliwości tych wielkości na zmianę

<sup>3</sup> Aby określić, czy między analizowanymi szeregami nie występują korelacje pozorne, zbadano ich stacjonarność za pomocą testu Dickeya–Fullera (*augmented Dickey–Fuller test*, ADF), stwierdzając, że były one niestacjonarne, a ich pierwsze przyrosty – stacjonarne. Następnie w przypadku pierwszego stopnia zintegrowania analizowanych szeregów dokonano analizy kointegracji, która wykazała, że szeregi te nie są skointegrowane, zatem istnieje problem regresji pozornej. Dalsza analiza była prowadzona na podstawie zmiennych ujętych w postaci logarytmów w celu stabilizacji wariancji.

<sup>4</sup> W literaturze przedmiotu wskazuje się, że: a) złoto pełni funkcję bezpiecznego portu w przypadku rynku akcji, natomiast nie na rynku obligacji (Baur, Lucey 2010), efekt bezpiecznego portu występuje na rynkach akcji w większości krajów rozwiniętych (Baur, McDermontt 2010), b) złoto nie może pełnić funkcji zabezpieczenia (*hedge*), ale może być bezpiecznym portem w warunkach ekstremalnych zmian cen na rynku ropy naftowej (Reboredo 2013), c) złoto może być dobrym składnikiem portfela ze względu na jego negatywną korelację z ceną akcji i obligacji (Demidova–Menzel, Heidorn 2007) – z tego powodu jest ono dobrym komponentem portfela składającego się z akcji i obligacji, aby podnieść jego stopę zwrotu (Stopfer 2006, s. 131–153).

jego ceny. Informuje, o ile procent zmieni się indeks HUI (kurs akcji spółki), gdy nastąpi zmiana ceny złota o 1%. Parametr beta rynku ( $\beta_2$ ) jest elastycznością indeksu HUI (kursu akcji spółki) względem rynku akcji (indeksu S&P500) – miarą wrażliwości tych wielkości na zmianę rynku akcji. Każdy z parametrów wskazuje, o ile procent zmieni się indeks HUI (kurs akcji spółki), gdy nastąpi zmiana odpowiednio: ceny złota lub rynku akcji (indeksu S&P500) o 1 procent. Współczynnik beta jest miarą ekspozycji cen akcji kopalni na cenę złota (beta złota) lub na rynek akcji (beta rynku). W obu przypadkach parametr beta wyższy od jedności oznacza, że względny wzrost indeksu HUI (kursu akcji spółki) jest wyższy od względnego wzrostu ceny złota (indeksu S&P500) lub że względny spadek indeksu HUI (kursu akcji spółki) jest wyższy od względnego spadku ceny złota (indeksu S&P500). Widać zatem wpływ ceny złota i rynku akcji na akcje kopalni złota reprezentowane przez indeks HUI (kurs akcji spółki). Odnośnie do ceny złota relację tę, jak już wspomniano, określa się mianem efektu dźwigni ceny złota. Beta ujemna oznacza natomiast nietypową (ang. *perverse*) zależność badanych tu szeregów. Z punktu widzenia prowadzonych obliczeń ważne jest, że obie zmienne objaśniające cena złota i indeks S&P500 spełniają warunek analizy modelu, gdyż przekraczają minimalną wymaganą wartość współczynnika zmienności ( $V > 10,0\%$ ). Wykazały one zmienność odpowiednio:  $V_z = 61,07\%$  i  $V_{S\&P500} = 26,80\%$ . Ponadto występująca między nimi współliniowość ukształtowała się na poziomie średnim (współczynnik korelacji osiągnął wartość  $\rho = 0,501$ ).

### 3. Wyniki badań

Aby określić, czy występuje ekspozycja ceny kopalni na zmiany ceny złota i rynku akcji oraz jaki jest jej charakter, obliczenia przeprowadzono dla danych miesięcznych ( $N = 240$ ) oraz rocznych ( $N = 20$ ). Wyniki rozszerzonego testu Dickeya–Fullera (ADF) w przypadku danych miesięcznych ( $N = 240$ ) zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2  
Statystyki rozszerzonego testu Dickeya–Fullera dla analizowanych szeregów czasowych ( $N = 240$ )

Lp.	Wyszczególnienie	Zmienna		Pierwsze przyrosty zmiennej	
		ADF	p-value	ADF	p-value
1.	HUI	-1,44366	0,5604	-4,50211	0,000100
2.	Złoto	-0,93220	0,7786	-4,05901	0,001131
3.	S&P500	-1,06683	0,7310	-14,15680	$7,27 \times 10^{-25}$

Źródło: opracowania własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.



Z danych liczbowych wynika, że szeregi były niestacjonarne, co może powodować wystąpienie regresji pozorowanej. Z tego względu analizie poddano szeregi pierwszych przyrostów i stwierdzono, że charakteryzowały się pierwszym stopniem integracji I(1). To samo odnosi się do danych rocznych ( $N = 20$ ). Wynika stąd, że dla tych szeregów można przeprowadzić analizę kointegracji.

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

Tabela 3  
Wyniki regresji kointegrujących modelu liniowego dla indeksu HUI  
w zależności od ceny złota i indeksu S&P500 w latach 1997–2016

Liczba obserwacji	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
$N = 240$	7,35***	1,09***	-1,27***	0,7704	-2,54632	0,4623
$N = 20$	0,39***	1,15***	-1,47***	0,7575	-2,41100	0,5581

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

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Tabela 3 prezentuje wyniki estymacji dla modelu liniowego (2). Parametr kointegrujący beta w tym modelu jest elastycznością indeksu HUI względem ceny złota ( $\beta_1$ , beta złota) lub rynku akcji, reprezentowanego przez indeks S&P500 ( $\beta_2$ , beta rynku). Zmianie ceny złota o 1% odpowiada zmiana HUI o 1,09% dla danych miesięcznych i o 1,15% dla danych rocznych; odpowiednio zmiana indeksu S&P500 o 1% odpowiada zmiana indeksu HUI o -1,27% dla danych miesięcznych i o -1,47% – dla rocznych. Beta złota w obu przypadkach była większa od jedności, co sugerowałoby wystąpienie efektu dźwigni ceny złota w analizowanym okresie. Ceny akcji spółek przy zastosowaniu do obliczeń odpowiednio danych rocznych ( $\beta_2 = -1,47$ ) oraz miesięcznych ( $\beta_2 = -1,27$ ) zmieniały się w kierunku przeciwnym niż rynek. Z tabeli 3 wynika jednak, że między analizowanymi szeregami nie wystąpiła relacja kointegrująca. Oznacza to zawyżenie wartości współczynników determinacji oraz brak zależności długookresowej między indeksem HUI a ceną złota i rynkiem akcji.

Odrębnemu badaniu poddano jedenaście spółek z indeksu HUI, których okres notowań pokrywał się w pełni z analizowanym okresem (tabela 4).

Tabela 4  
Statystyki rozszerzonego testu Dickeya–Fullera  
dla szeregów czasowych analizowanych spółek ( $N = 240$ )

Lp.	Wyszczególnienie	Zmienna		Pierwsze przyrosty zmiennej	
		ADF	p-value	ADF	p-value
1.	Barrick Gold Corporation	-1,79411	0,3839	-4,29858	0,000442
3.	Compana de Minas Buenaventura S.A.A.	-1,79526	0,3833	-6,13422	$5,66 \times 10^{-8}$
4.	Eldorado Gold Corporation	-2,00571	0,2846	-4,30341	0,000433



Lp.	Wyszczególnienie	Zmienna		Pierwsze przyrosty zmiennej	
		ADF	p-value	ADF	p-value
5.	Gold Fields Limited	-1,26322	0,6468	-16,7562	$9,10 \times 10^{-28}$
6.	Harmony Gold Mining Company Limited	-1,61842	0,4715	-6,2342	$3,21 \times 10^{-8}$
7.	IAMGOLD Corporation	-2,13975	0,2291	-3,41077	0,01063
8.	Kinross Gold Corporation	-1,59243	0,7786	-4,27245	0,000491
9.	Newmont Mining Corporation	-1,99412	0,2896	-17,5388	$3,37 \times 10^{-28}$
10.	New Gold, Inc.	-2,57422	0,09836	-	-
11.	Yamana Gold Inc.	-1,52922	0,5171	-16,801	$7,98 \times 10^{-29}$

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Z danych wynika, że szereg dla jednej tylko spółki (New Gold, Inc.) był stacjonarny, pozostałe były zintegrowane w stopniu pierwszym. W przypadku danych rocznych szeregi stacjonarne wystąpiły dla dwóch spółek: Barrick Gold Corporation (ADF: -3,98264; p-value = 0,00151) i New Gold, Inc. (ADF: -3,19471; p-value = 0,03833). Hipotezę zerową ( $H_0$ ) o niestacjonarności szeregu należy odrzucić przy standardowo przyjmowanych poziomach istotności.

Wyniki estymacji regresji kointegrujących w metodzie Engle'a-Grangera oraz testu ADF dla reszt prezentuje tabela 5.

Beta złota tylko w przypadku pięciu spółek dla danych miesięcznych była większa od jedności i zawierała się w przedziale 1,05–2,17. To samo dotyczy pięciu spółek dla danych rocznych; beta złota mieściła się w przedziale 1,09–2,3. Wszystkie spółki, z wyjątkiem New Gold, Inc. ( $\beta_2 = 0,18$ ) dla danych miesięcznych, wykazały ujemne wartości bety rynku ( $\beta_2 < 0$ ). Sugerowałyby to, że ceny akcji tych spółek zmieniały się w kierunku przeciwnym niż rynek. Ogólnie wartości współczynnika determinacji były dla danych rocznych nieznacznie wyższe niż dla miesięcznych.

Tabela 5

Wyniki regresji kointegrujących modelu liniowego dla wybranych spółek w zależności od ceny złota oraz indeksu S&P500 w latach 1997–2016

Panel A (N = 240)

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
1.	Barrick Gold Corporation	9,18***	0,28***	-1,06***	0,4549	-3,3468	0,1317
2.	Agnico Eagle Mines Limited	0,64	1,07***	-0,59***	0,7737	-2,5937	0,4339
3.	Compana de Minas Buenaventura S.A.A.	10,50***	0,40***	-1,40***	0,3543	-3,7099	0,0540
4.	Eldorado Gold Corporation	1,81**	1,84***	-1,72***	0,8278	-3,5000	0,0897
5.	Gold Fields Limited	11,44***	0,53***	-1,78***	0,4487	-2,5470	0,4619

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
6.	Harmony Gold Mining Company Limited	14,43***	0,30***	-2,02***	0,4123	-2,8944	0,2867
7.	Iamgold Corporation	10,29***	0,77***	-1,87***	0,6224	-3,1151	0,1976
8.	Kinross Gold Corporation	7,59***	1,05***	-1,75***	0,4836	-3,1441	0,1873
9.	Newmont Mining Corporation	7,42***	0,48***	-0,98***	0,5220	-2,8273	0,3174
10.	New Gold, Inc.	-4,89***	0,77***	0,18	0,2988	-2,6264	0,4169
11.	Yamana Gold Inc.	-6,32***	2,17***	-0,92***	0,6597	-1,9512	0,7546

## Panel B (N = 20)

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
1.	Barrick Gold Corporation	10,73***	0,30**	-1,30***	0,5302	-2,86449	0,3595
2.	Agnico Eagle Mines Limited	0,46	1,09***	-0,60	0,7517	-2,11343	0,6928
3.	Compana de Minas Buenaventura S.A.A.	12,73***	0,44**	-1,74***	0,4388	-3,98127	0,0795
4.	Eldorado Gold Corporation	-1,00	1,96***	-1,45**	0,8373	-1,34102	0,9261
5.	Gold Fields Limited	13,63***	0,57**	-2,12***	0,5312	-2,45724	0,5368
6.	Harmony Gold Mining Company Limited	17,59***	0,34	-2,49***	0,4857	-2,62198	0,4622
7.	Iamgold Corporation	10,96***	0,75***	-1,94***	0,6393	-3,23229	0,2312
8.	Kinross Gold Corporation	6,85	1,12***	-1,70**	0,4880	-3,14051	0,1886
9.	Newmont Mining Corporation	8,13***	0,49***	-1,08***	0,4938	-2,43238	0,5483
10.	New Gold, Inc.	-1,76	0,78**	-0,27	0,2884	-2,87699	0,2945
11.	Yamana Gold Inc.	-6,16	2,3***	-1,06	0,6844	-2,47252	0,4979

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

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Na podstawie analizy danych (test ADF, tabela 5) należy wskazać, że relacja kointegrująca wystąpiła tylko w przypadku jednej spółki (Compana de Minas Buenaventura S.A.A.) dla danych miesięcznych (p-value = 0,0540) i rocznych (p-value = 0,0795) oraz jednej spółki (Eldorado Gold Corporation) dla danych miesięcznych (p-value = 1,84) dla standardowo przyjętego poziomu istotności ( $\alpha = 0,1$ ), a także dla jednej spółki (Kinross Gold Corporation) dla danych miesięcznych i rocznych oraz dwóch spółek (Barrick Gold Corporation, Iamgold Corporation) dla danych miesięcznych przy wyższym niż standardowy poziomie ufności ( $\alpha = 0,2$ ). Efekt dźwigni ceny złota ( $\beta_1 > 1,0$ ) w przypadku Eldorado Gold Corporation odnotowano dla danych miesięcznych, a w przypadku Kinross Gold Corporation zarówno dla miesięcznych, jak i rocznych. Wśród analizowanych spółek wystąpiła nietypowa zależność między zmianami ceny akcji kopalni a zmianami rynku (indeksu S&P500). Parametr kointegrujący beta rynku był niższy

od zera ( $\beta_2 < 0$ ), a jego wartość bezwzględna, oprócz Eldorado Gold Corporation dla danych miesięcznych – większa od jedności. W tych przypadkach ceny akcji kopalni wykazały większą (nietypową) ekspozycję na zmiany rynku akcji niż na zmiany ceny złota. Wzrostowi na rynku akcji odpowiadał spadek ceny akcji kopalni i odwrotnie. Decydującą determinantą cen kopalni był zatem rynek akcji. W przypadku wymienionych spółek zależności między kursami tylko tych spółek a ceną złota i rynkiem akcji mają charakter długookresowy.

Badania odnoszą się do szczególnego okresu (lata 1997–2016), jeśli chodzi o sytuację na rynku złota – do kwietnia 2001 r. panował na nim marazm, potem, do początku września 2011 r. (6 września 2011 r. zanotowano najwyższą cenę złota – 1895,0 USD/oz.), trwała historyczna hossa, następnie doszło do gwałtownego załamania rynku (do końca 2015 r.). Być może aktualnie mamy do czynienia z początkiem jego stabilizacji. Aby uwzględnić specyfikę rynku złota, okres analizy podzielono na dwa podokresy: 1997–sierpień 2011 (N = 176) i wrzesień 2011–2016 (N = 64), czyli „minihosse” i „minibesse”.

W okresie hossy (N = 176) szeregi indeksu HUI oraz złota, a także analizowanych spółek były zintegrowane w stopniu pierwszym I(1), a szereg indeksu S&P500 był stacjonarny I(0). Natomiast w okresie bessy (N = 64) wszystkie analizowane szeregi były zintegrowane w stopniu pierwszym I(1).

W rezultacie analizy, bazując na danych miesięcznych, otrzymano następujące wyniki dla regresji kointegrujących (tabela 6).

Tabela 6  
Wyniki regresji kointegrujących modelu liniowego dla indeksu HUI  
w zależności od ceny złota, indeksu S&P500  
w okresach 1997–sierpień 2011 i wrzesień 2011–2016 r.

Liczba obserwacji	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	R <sup>2</sup>	ADF	p-value
N = 176	-0,66153	1,26***	-0,28**	0,8482	-1,5657	0,8817
N = 64	-13,5511***	2,85***	-0,19	0,9452	-2,79957	0,3305

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

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Parametr beta złota w obu przypadkach jest większy od jedności. Zmianie ceny złota o 1% odpowiadała zmiana indeksu HUI o 1,26% w okresie hossy i o 2,85% podczas bessy na rynku złota. Sugeruje to wystąpienie efektu dźwigni ceny złota – w pierwszym przypadku dodatniego, a w drugim ujemnego. W takiej sytuacji stosunkowo wysoka wartość bety złota w trakcie bessy w porównaniu z okresem hossy byłaby ponadto dowodem na większą awersję niż skłonność inwestorów do ryzyka. Beta rynku w obu przypadkach przyjmuje wartość ujemną (w czasie bessy wynik nie był statystycznie istotny). Świadczyłoby to o nietypowym wpływie rynku akcji (indeksu S&P500) na ceny akcji kopalni, zwłaszcza w okresie hossy – o rozmijaniu się zmian tych wielkości. Po podzieleniu całego

okresu badawczego na hossę i bessę potwierdza się jednak ocena, że nie istnieje relacja kointegrująca między portfelem akcji kopalni reprezentowanych przez indeks HUI a ceną złota i rynkiem akcji. W tych subokresach między analizowanymi szeregami nie wystąpiła zależność długookresowa, na co wskazują wyniki testu ADF dla reszt skonstruowanych modeli. Oznacza to zawyżenie wartości współczynników determinacji.

Dla 11 wybranych spółek dla danych miesięcznych otrzymano następujące wyniki (tabela 7).

Tabela 7

**Wyniki regresji kointegrujących modelu liniowego dla wybranych spółek  
w zależności od ceny złota i indeksu S&P500  
w okresach 1997–sierpień 2011 i wrzesień 2011–2016 r.**

## Panel A (N = 176)

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
1.	Barrick Gold Corporation	1,99**	0,38***	-0,015	0,7928	-3,2606	0,1497
2.	Agnico Eagle Mines Limited	-3,12***	1,32***	-0,27**	0,8689	-2,2272	0,6264
3.	Compana de Minas Buenaventura S.A.A.	-2,31**	0,56***	0,29*	0,5640	-3,4799	0,0939
4.	Eldorado Gold Corporation	-1,67	2,02***	-1,38***	0,8199	-2,9510	0,2621
5.	Gold Fields Limited	0,39	0,72***	-0,37**	0,4965	-1,6651	0,8551
6.	Harmony Gold Mining Company Limited	0,23	0,49**	-0,16	0,3230	-2,8954	0,2940
7.	Iamgold Corporation	0,49	0,91***	-0,60*	0,7521	-2,7515	0,3538
8.	Kinross Gold Corporation	-4,91**	1,29***	-0,17	0,5725	-2,2010	0,6396
9.	Newmont Mining Corporation	1,66**	0,58***	-0,24**	0,6509	-2,2941	0,5921
10.	New Gold, Inc.	-16,55***	0,89***	1,74***	0,3172	-2,2534	0,6131
11.	Yamana Gold Inc.	-22,68***	2,54***	1,10*	0,6824	-1,3596	0,9231

## Panel B (N = 64)

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
1.	Barrick Gold Corporation	-20,47***	3,09***	0,17	0,8515	-1,9631	0,7520
2.	Agnico Eagle Mines Limited	-24,12***	2,20***	1,60**	0,3563	-1,1914	0,9465
3.	Compana de Minas Buenaventura S.A.A.	-19,56***	3,58***	-0,48	0,9016	-2,7955	0,3324
4.	Eldorado Gold Corporation	-1,29	1,60***	-1,1***	0,8671	-2,1924	0,6439
5.	Gold Fields Limited	-10,76***	2,72***	-0,95***	0,9275	-2,2724	0,6033
6.	Harmony Gold Mining Company Limited	-30,09***	4,62***	-0,26	0,8670	-1,8916	0,7786
7.	Iamgold Corporation	-18,70***	3,54***	-0,69**	0,8943	-1,3206	0,9301

Lp.	Spółka/indeks	$\ln \alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	ADF	p-value
8.	Kinross Gold Corporation	29,54***	-0,23	-3,48***	0,8735	-1,6912	0,8475
9.	Newmont Mining Corporation	-17,25***	2,62***	0,25	0,8083	-1,5600	0,8835
10.	New Gold, Inc.	-15,29***	2,48***	-0,10	0,9040	-2,1305	0,6742
11.	Yamana Gold Inc.	-16,30**	3,17***	-0,60	0,8190	-1,3611	0,9229

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

Źródło: opracowanie własne na podstawie WGC; Yahoo Finance.

Analiza danych sugeruje, że w okresie hossy (panel A) inwestorzy w przypadku 5 spółek z 11 osiągnęliby dodatni efekt dźwigni. Spółki te wykazały parametr beta złota większy od jedności, zawierający się w przedziale 1,29–2,54. 3 spółki z 11 pozwoliłyby uzyskać dodatnią betę rynku, ale tylko 2 – większą od jedności, mieszczącą się w przedziale 1,10–1,73. W pozostałych przypadkach beta rynku miała znak ujemny – inwestorzy uznali, że w związku ze wzrostem ceny złota należy inwestować w akcje spółek kopalni.

W okresie hossy relacja kointegrująca wystąpiła tylko w przypadku spółek Compa de Minas Buenaventura S.A.A. – dla standardowo przyjętego poziomu istotności ( $\alpha = 0,1$ ), oraz Barrick Gold Corporation – dla wyższego niż standardowy poziomu ufności ( $\alpha = 0,2$ ). W tych przypadkach ceny akcji kopalni wykazały większą ekspozycję na zmiany ceny złota niż na zmiany rynku akcji. Decydującą determinantą była zatem cena złota, choć ani w jednym, ani w drugim przypadku nie wystąpił efekt dźwigni ceny złota ( $\beta_1 < 1$ ). Tylko zależności między kursami akcji tych spółek a ceną złota i rynkiem akcji mają charakter długookresowy. Nie zaobserwowano natomiast relacji kointegrujących dla pozostałych spółek, co oznacza, że zależności między szeregami czasowymi są pozorne i nie odnoszą się do długiego okresu.

W okresie bessy (panel B) aż 10 spółek wykazało betę złota większą od jedności, zawierającą się w przedziale 1,60–4,62, znacznie szerszym niż podczas hossy. Sugeruje to ujemny efekt dźwigni i oznacza, że ceny akcji kopalni złota spadałyby szybciej niż cena złota. Aż 9 spółek odnotowało ujemną betę rynku, a tylko 2 – większą od jedności (wartość bezwzględna). Ceny akcji kopalni spadały mimo wzrostu rynku akcji. Tym razem oznaczałoby to ucieczkę inwestorów na rynek pozostałych akcji. W okresie bessy relacja kointegracji nie wystąpiła jednak w przypadku żadnej spółki. Relacje analizowanych szeregów nie mają zatem charakteru długookresowego.

## Podsumowanie

W całym analizowanym okresie nie stwierdzono relacji kointegrującej między portfelem akcji reprezentowanych przez indeks HUI a ceną złota i rynkiem akcji (indeksem S&P500). Ocena ta została potwierdzona po tym, jak okres badawczy podzielono na hossę i bessę. Wyniki testu ADF dla reszt skonstruowanych

modeli wskazują zatem, że między analizowanymi szeregami nie wystąpiła zależność długookresowa. W całym okresie analizy relacja kointegrująca wystąpiła tylko w przypadku dwóch spółek dla standardowo przyjętego poziomu istotności ( $\alpha = 0,1$ ) oraz trzech przy poziomie ufności wyższym niż standardowy ( $\alpha = 0,2$ ). Efekt dźwigni ceny złota ( $\beta_1 > 1,0$ ) odnotowano tylko w przypadku dwóch spółek, dla których stwierdzono jednak nietypową zależność między zmianami ceny akcji kopalni a zmianami rynku (indeksu S&P500). Wzrostowi rynku akcji odpowiadał spadek ceny akcji kopalni i odwrotnie. Ceny akcji tych spółek wykazały większą (nietypową) ekspozycję na zmiany rynku akcji niż na zmiany ceny złota. Decydującą determinantą cen akcji kopalni był zatem rynek akcji. W przypadku omawianych spółek zależności między kursami tylko tych spółek a ceną złota i rynkiem akcji mają charakter długookresowy.

Po podzieleniu okresu badawczego na subokresy relacja kointegrująca wystąpiła tylko w okresie hossy w przypadku jednej spółki dla standardowo przyjętego poziomu istotności ( $\alpha = 0,1$ ) oraz innej spółki przy wyższym niż standardowo przyjęty poziomie ufności ( $\alpha = 0,2$ ). W tych przypadkach ceny akcji kopalni wykazały większą ekspozycję na zmiany ceny złota niż na zmiany rynku akcji. Decydującym czynnikiem była zatem cena złota, chociaż ani w jednym, a drugim przypadku nie wystąpił efekt dźwigni ceny złota ( $\beta_1 < 1$ ). Tylko zależności między kursami akcji tych spółek a ceną złota i rynkiem akcji mają charakter długookresowy. Poza wymienionymi sytuacjami relacja kointegrująca w czasie hossy nie wystąpiła. Dotyczy to również okresu bessy. Zależności szeregów czasowych tych spółek nie mają charakteru długookresowego, a relacje pomiędzy nimi są pozorne. Otrzymane wyniki są istotne dla inwestorów dokonujących wyboru między fizycznymi produktami złota, uważanymi za bezpieczniejsze w dłuższym okresie, a akcjami kopalni, których ceny zależą od zmian ceny na rynku złota i rynku akcji.

Podsumowując otrzymane wyniki, należy stwierdzić, że między cenami akcji kopalni a zmianami ceny złota i rynku akcji rzadko występowały relacje kointegrujące. Oprócz dwóch wymienionych spółek w okresie hossy, w których przypadku stwierdzono relacje kointegrujące oraz większą (nietypową) ekspozycję cen ich akcji na zmiany ceny złota niż na zmiany rynku akcji, sformułowana hipoteza została zweryfikowana negatywnie.

Porównując uzyskane wyniki z rezultatami innych autorów, trzeba wskazać, że otrzymywali oni dodatnią wartość bety złota na poziomie zarówno większym, jak i mniejszym od jedności. W pierwszym przypadku oznaczało to wystąpienie efektu dźwigni ceny złota. To samo dotyczy wielkości bety rynku – tyle że jej wartość, w odróżnieniu od wyników niniejszego badania, nie była ujemna. Na jakość wyników oraz ich ewentualne rozbieżności wpływ ma niewątpliwie wiele czynników: długość okresu analizy, rynek notowań, wielkość i struktura próby, polityka hedgingu. Aspekt ten jest wyraźnie widoczny w badaniach zaprezentowanych w przeglądzie literatury. Niezależnie od specyfiki sytuacji na rynku złota

w opisywanym okresie (hossa, bessa), w badanym czasie – w trakcie kryzysu finansowego – wystąpił krach na rynku akcji (2007 r.). Te dwa istotne zjawiska miały niewątpliwie wpływ na decyzje inwestorów.

## Bibliografia

- Baur, D.G., *Gold mining companies and the price of gold*, „Review of Financial Economics” 2014, t. 23.
- Baur, D.G., Lucey, B.M., *Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold*, „The Financial Review” 2010, t. 45.
- Baur, D.G., McDermontt, T., *Is gold a safe haven? International evidence*, „Journal of Banking and Finance” 2010, t. 34, nr 8.
- Chau, M., *Macroeconomic Determinants of Gold Industry Stock Returns*, „Honors Projects” 2012, Paper 26., [http://digitalcommons.iwu.edu/busadmin\\_honproj/26](http://digitalcommons.iwu.edu/busadmin_honproj/26) (data dostępu 24.04.2017).
- Coleman, L., *The price gold shareholders place on market risks*, „Applied Financial Economics” 2010, t. 20.
- Demidova-Menzel, N., Heidorn, T., *Gold in the Investment Portfolio*, „Frankfurt School – Working Paper Series” 2007, nr 87.
- Faff, R., Chan, H., *A multifactor model of gold industry stock returns: evidence from the Australian equity market*, „Applied Financial Economics” 1998, t. 8.
- Faff, R., Hillier, D., *An International Investigation of the Factors that Determine Conditional Gold Betas*, „The Financial Review” 2004, t. 39.
- Franco-Nevada Corporation, <http://www.franco-nevada.com/assets/types-royalties> (data dostępu 2.07.2013).
- Morgan, D., *Insiderwissen: Silber. Investieren Sie in die Zukunft*, FinanzBuch Verlag, München 2007.
- Reboredo, J.C., *Is gold a hedge or safe haven against oil price movements?*, „Resources Policy” 2013, t. 38, nr 2.
- Schwarze, N., *Investieren in Gold*, FinanzBuch Verlag, München 2010.
- Stopfer, A., *Rohstoffe zur nominalen und realen Porfolio-Absicherung*, w: *Investmentstrategien mit Rohstoffen*, red. U. Bergold, R. Eller, Wiley-VCH Verlag, Weinheim 2006.
- Thomson Reuters GFMS, *Gold Survey 2015*, London 2015.
- Tufano, P., *The determinants of stock price exposure: Financial engineering and the gold mining industry*, „The Journal of Finance” 1998, t. 53, nr 3.
- Twite, G., *Gold prices, exchange rates, gold stocks and the gold premium*, „Australian Journal of Management” 2002, t. 27, nr 2.
- World Gold Council, <http://www.gold.org/research/download-the-gold-price-since-1978> (data dostępu 28.01.2017).
- Yahoo finance, <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=^HUI+Historical+Prices> (data dostępu 28.01.2017).

**Słowa kluczowe:** cena złota, akcje kopalni złota, beta złota, dźwignia, beta rynku



# The price of gold and the stock market as main determinants of prices of gold mining stocks

## Summary

The goal of the article is to assess the exposure of gold mine stock prices to changes of the gold price and the development of stock market represented by S&P 500 index between 1997 and 2016, using as measures the gold Beta and the market Beta respectively. To implement this goal, stationarity of time-series was examined by the means of augmented Dickey–Fuller test, an exponential model was constructed, cointegration test was carried out since basic time-series were non-stationary and descriptive analysis was also used. Studies have shown that in the whole period analyzed and in sub-periods (bull and bear market) the long-term relationship between considered time-series did not appear. Cointegration was recorded only in the case of two companies while taking into account the whole period analyzed and in one case for bull market period ( $\alpha = 0,1$ ). The relationship between changes in mine stock prices and market fluctuation (S&P500 index) was for these companies atypical and the deciding factor in evolution of their prices was the stock market. For the third company mine stock prices were more sensitive to changes in prices on the gold market than on the stock market. In the case of analyzed companies the relationship between gold mine stock prices and on the stock market is the long-term one. Apart from mentioned above cases cointegration did not take place. No long-run relationship was recorded and the results revealed the existence of spurious correlation. Results are crucial to investors choosing between physical gold regarded as safer in the long run, and mining stocks which prices are dependent on changes in prices on the gold and on the stock market.

**Keywords:** gold price, gold mine stocks, gold beta, leverage, market beta