

*ANNA GÓRSKA*

*MONIKA KRAWIEC*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

## **BADANIE EFEKTYWNOŚCI INFORMACYJNEJ W FORMIE SŁABEJ NA RYNKU METALI SZLACHETNYCH**

### **Streszczenie**

Ceny wielu towarów na przestrzeni ostatnich lat wykazują tendencję rosnącą, co sprawia, że zainteresowanie inwestorów przenosi się na rynki towarowe. Mają oni do dyspozycji bezpośrednie i pośrednie formy inwestowania w towary. W przypadku form bezpośrednich, takich jak fizyczny zakup towaru na rynku rzeczywistym, problemem może być zapewnienie odpowiednich warunków przechowywania. Wyjątek stanowią metale szlachetne. Podstawowe metale szlachetne, w które można inwestować, to złoto, srebro, platyna i pallad. Mimo że zazwyczaj największe znaczenie przypisuje się złotu, celem niniejszej pracy jest ocena efektywności informacyjnej rynku wszystkich wymienionych metali szlachetnych. Materiał empiryczny stanowią ceny spot z rynku londyńskiego, obejmujące okres od stycznia 2009 do grudnia 2011. Na ich podstawie wyznaczono stopy zwrotu, a następnie przeprowadzono podstawowe testy wykorzystywane do weryfikacji słabej efektywności rynku (test serii, test ilorazu wariancji, testy autokorelacji). Otrzymane wyniki, choć nie do końca jednoznaczne, potwierdziły słabą efektywność rynku metali szlachetnych w badanym okresie.

**Słowa kluczowe:** słaba forma efektywności rynku, rynek metali szlachetnych

### **Wprowadzenie**

Niezadowolające wyniki i duża zmienność na rynkach akcji, rosnąca inflacja i zagrożenie kryzysem skłaniają zazwyczaj inwestorów do poszukiwania alternatywnych sposobów inwestowania kapitału. W takiej sytuacji ich zaintereso-

wanie przenosi się m.in. na rynki towarowe. Głównym powodem inwestowania w towary jest fakt, że stwarzają one możliwość dywersyfikacji portfela, dzięki temu, że ich stopy zwrotu charakteryzuje ujemna lub słaba dodatnia korelacja w odniesieniu do obligacji i akcji. Należy jednak zauważyć, że choć towary są postrzegane jako osobna klasa aktywów, jest to w przeciwieństwie do akcji i obligacji klasa niejednorodna, obejmująca bardzo zróżnicowane produkty. W efekcie ceny i stopy zwrotu poszczególnych towarów mogą być słabo skorelowane między sobą. Przykładem są zboża, cukier czy złoto, których ceny w długim okresie wykazują niską ujemną korelację z cenami ropy naftowej.

Innym powodem inwestowania na rynkach towarowych jest chęć zabezpieczenia się przed inflacją. Ceny wielu towarów wykazują bowiem tendencję rosnącą w okresach wzmożonej inflacji. Ponadto ceny towarów zwykle reagują korzystnie na szoki wywołane wydarzeniami katastroficznymi, np. suszą, napięciem geopolitycznym, wojną czy huraganami, które okresowo zagrażają podaży ropy naftowej, produktów rolnych czy innych surowców i negatywnie wpływają na rynki akcji i obligacji [Koutsoftas, Ross, Fila 2010]. Towary mogą również stanowić zabezpieczenie przed dewaluacją waluty. Jeśli złoty słabnie wobec innych walut – ceny towarów pochodzących z importu, wyrażone w złotych, rosną. Powoduje to, że posiadanie towaru stanowi swego rodzaju „ubezpieczenie” w sytuacji, gdy złoty się osłabia. Niemniej Busken [2004] zwraca uwagę, że nie wszystkie towary sprawdzają się jako zabezpieczenie przed inflacją. Według niego w długim okresie najlepiej pod tym względem wypadają produkty energetyczne (ropa naftowa i gaz ziemny) oraz nikiel i złoto.

Jeszcze innym powodem inwestowania w towary jest fakt, że przynoszą one atrakcyjne zyski, porównywalne lub lepsze niż te, osiągnięte na rynkach akcji i obligacji<sup>1</sup>. Co więcej, liczni eksperci uważają, że ceny wielu towarów będą nadal rosły w wyniku większego zapotrzebowania gospodarek krajów rozwijających się, takich jak Chiny, Indie, Rosja i Brazylia.

Wybór odpowiedniego towaru i formy inwestowania nie zawsze jest łatwy. Tradycyjnym sposobem inwestowania w towary jest ich fizyczny zakup na rynku

---

<sup>1</sup> Na przykład w latach 2001–2006 stopa zwrotu dla Dow-Jones AIG Commodity Index to 10,6%, podczas gdy dla S&P 500, tylko 2,6%. A w długim (czterdziestoletnim) okresie 1970–2010 stopa zwrotu dla S&P GSCI to 9,9%, gdy S&P 500 osiągnął stopę zwrotu na poziomie 10,2% (Koutsoftas, Ross, Fila 2010).

gotówkowym<sup>2</sup>. Niestety, w wypadku większości towarów pojawia się konieczność zapewnienia odpowiednich warunków przechowywania, co może być kłopotliwe szczególnie dla inwestorów indywidualnych. Wyjątkiem są tu metale szlachetne, których przechowywanie nie nastęrcza specjalnych trudności ani nie generuje dużych kosztów [Geman 2007]. Spośród metali szlachetnych największe znaczenie przypisuje się złotu i większość badań odnosi się właśnie do rynku złota. Cai i in. [2008] prezentują przegląd najważniejszych prac w zakresie statystycznego modelowania długo- i krótkookresowej dynamiki cen złota i proponują wyróżnienie trzech następujących obszarów: analiza możliwości wykorzystania złota jako zabezpieczenia przed inflacją; badanie wpływu spekulacji i racjonalności ruchów cenowych na rynku złota; analiza instrumentów pochodnych opiewających na złoto.

W drugi z wymienionych obszarów wpisują się badania, dotyczące efektywności rynku złota. Mayo [1997] uważa rynek złota za efektywny, w przeciwieństwie do rynku przedmiotów kolekcjonerskich. Cai i in. [2008] powołują się na badania Tschoegla [1980], Solta i Swansona [1981] oraz Aggarwala i Soenena [1988], którzy analizując rynek złota w USA, stwierdzili, że jest on efektywny, oraz na badania Smitha [2002], który testował hipotezę błędzenia losowego dla porannego i popołudniowego fixingu oraz cen złota na zamknięcie rynku w Londynie. Natomiast celem niniejszej pracy jest ocena efektywności informacyjnej w formie słabej rynku czterech podstawowych metali szlachetnych: złota, srebra, platyny i palladu.

## **1. Metody badawcze i material empiryczny**

Wyróżnia się trzy formy efektywności informacyjnej rynku: słabą, półsilną, silną. Słaba efektywność informacyjna zakłada, że ceny walorów odzwierciedlają wszystkie istotne informacje zawarte w notowaniach historycznych i nie jest możliwe osiągnięcie ponadprzeciętnych zysków poprzez wykorzystanie informacji, tkwiących w cenach bieżących i przeszłych. Do badania efektywności w formie słabej wykorzystuje się narzędzia analizy technicznej oraz testy statystyczne,

---

<sup>2</sup> Alternatywne formy inwestowania w towary, to m.in. zakup akcji firm, których działalność jest związana z rynkami towarowymi; zajęcie pozycji w kontraktach terminowych i opcjach, dla których instrumentem bazowym jest towar; zakup jednostek uczestnictwa towarowych funduszy inwestycyjnych oraz ETF (*exchange traded funds*).

weryfikujące losowość zmian w szeregu. Są to zarówno testy parametryczne, jak i nieparametryczne. Według Osińskiej [2006] weryfikacja może polegać na:

- zbadaniu czy ceny instrumentów finansowych są dobrze opisane przez proces błędzenia przypadkowego:

$$p_t = p_{t-1} + e_t, \quad (1)$$

- gdzie  $p_t$  oznaczają logarytmy cen;  
zbadaniu czy stopy zwrotu z inwestycji w instrumenty finansowe mają własności białego szumu:

$$r_t = e_t. \quad (2)$$

Spośród testów pozwalających na sprawdzenie, czy dany szereg jest szeregiem błędzenia przypadkowego, można wymienić m.in. testy obecności pierwiastków jednostkowych, testy współczynników autokorelacji, test ilorazów wariancji, test serii, test znaków, badanie zależności i korelacji długookresowych, tzw. analiza R/S, badanie występowania efektów kalendarzowych [Witkowska, Matuszewska, Kompa 2008].

W niniejszej pracy zostanie wykorzystany test serii, autokorelacji, Boxa–Pierce’a, Boxa–Ljunga oraz test ilorazu wariancji.

### 1.1. Test serii

Serię definiujemy jako nieprzerwany ciąg zmian cen towarów w tym samym kierunku o dowolnej długości, przed i po którym następują zmiany w kierunku przeciwnym [zob. Czekał i in. 2001]. Frakcje serii zostaną porównane z rozkładem, jakiemu podlegałyby dane, gdyby badany proces był błędzeniem losowym, a konkretnie białym szumem. W dużej próbie obserwacji należy oczekiwać wystąpienia podobnej liczby sekwencji (następujących po sobie spadków lub wzrostów cen) i liczby zmian znaków (następujących po wzroście spadków lub po spadkach wzrostów cen) [Buczek 2006].

Wprowadza się zmienną pomocniczą  $R_t^*$ , taką że:

$$R_t^* = \begin{cases} 1, & \text{gdy } R_t > 0 \\ 0, & \text{gdy } R_t = 0 \\ -1, & \text{gdy } R_t < 0 \end{cases} .$$

W teście serii formułuje się następującą hipotezę zerową:  $H_0$ :  $R_t^*$  jest białym szumem.

Do weryfikacji postawionej hipotezy wykorzystuje się statystykę  $K$ :

$$K = \frac{H - E(\tilde{H})}{\sqrt{\text{War}(\tilde{H})}} , \quad (3)$$

gdzie:  $H$  jest warunkową realizacją zmiennej losowej  $\tilde{H}$  i oznacza całkowitą liczbę serii.

Statystyka ta dla dużej liczby danych ma w przybliżeniu asymptotyczny rozkład normalny  $N(0, 1)$  [Jajuga 2000].

W celu przeprowadzenia tego testu wyróżnia się najpierw nieprzerwane serie dodatnich, zerowych i ujemnych stóp zwrotu  $R_t^*$ . Wprowadza się także zmienną pomocniczą  $h_t$ , taką że:

$$h_t = \begin{cases} 0, & \text{gdy } R_t^* = R_{t+1}^* \\ 1, & \text{gdy } R_t^* \neq R_{t+1}^* \end{cases} .$$

Całkowitą liczbę serii określamy za pomocą wzoru:

$$H = 1 + \sum_{t=1}^{n-1} h_t , \quad (4)$$

gdzie  $n$  oznacza długość badanego szeregu złożonego ze stóp zwrotu.

Dla poziomu istotności 0,05, jeśli statystyka  $|K| > 1,96$ , hipotezę zerową należy odrzucić. Przyjmuje się także, że gdy  $K < 0$ , to w danych przeważają trendy, zaś gdy  $K > 0$  to w badanym szeregu występuje proces powracania do średniej [Jajuga 2000; Papla 2001, 2003 za Taylor 1986].

## 1.2. Test autokorelacji

Za pomocą testu autokorelacji weryfikujemy następującą hipotezę zerową:  $H_0: \rho = 0$  – stopy zwrotu cen towarów są ze sobą nieskorelowane. Do weryfikacji tej hipotezy wykorzystuje się współczynnik autokorelacji stóp zwrotu dany wzorem:

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (R_t - \bar{R}_T)(R_{t+k} - \bar{R}_T)}{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R}_T)^2}, \quad (5)$$

gdzie:

$\hat{\rho}(k)$  – jest autokorelacją stopnia  $k$ ,

$\bar{R}_T$  – to średni przyrost stóp zwrotu liczony za pomocą wzoru:  $\bar{R}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t$ ,

$T$  – jest liczbą obserwacji,

$R_t$  – jest stopą zwrotu w chwili  $t$ ,

$R_{t+k}$  – jest stopą zwrotu cen oddalonych od siebie o  $k$  chwil.

Przy założeniu prawdziwości  $H_0$ , mówiącej, że elementy szeregu są ze sobą nieskorelowane, statystyka  $S = \sqrt{T} \hat{\rho}(k)$  ma rozkład asymptotycznie normalny o parametrach  $N(0, 1)$  [Papla 2003 za Taylor 1986]. Hipotezę zerową  $H_0$  odrzucamy, gdy wartość bezwzględna statystyki  $S$  jest większa od 1,96.

## 1.3. Test Boxa–Pierce’a (portmanteau) i test Boxa–Ljunga (adjusted portmanteau)

Celem testów Boxa–Pierce’a i Boxa–Ljunga jest weryfikacja następującej hipotezy zerowej:  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ . Testy te badają istotność kolejnych współczynników korelacji. Statystyką testową jest statystyka  $Q$  [Jajuga 2000; Papla 2003].

W przypadku testu Boxa–Pierce’a przyjmuje ona postać:

$$Q_m = T \sum_{k=1}^m \hat{\rho}(k)^2, \quad (6)$$

zaś w przypadku testu Boxa–Ljunga:

$$Q'_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}(k)^2}{T-k} \quad (7)$$

gdzie:  $\hat{\rho}(k)$  – współczynnik autokorelacji rzędu  $k$ , dla  $k=1, \dots, m$  (porównaj wzór (5)),  $T$  – długość szeregu czasowego,  $m$  – maksymalne opóźnienie.

Statystyka  $Q$  ( $Q'$ ) ma rozkład  $\chi_m^2$  (chi-kwadrat o  $m$  stopniach swobody). Ze wzorów (6) i (7) wynika, że liczba stopni swobody  $m$ , to liczba współczynników autokorelacji, które brane są pod uwagę podczas obliczania statystyki  $Q$  ( $Q'$ ). Jajuga twierdzi, że „dla zbyt małych  $m$  można nie zauważyć znaczących autokorelacji wyższych rzędów, zaś dla  $m$  zbyt dużych może zmniejszyć się moc testu ze względu na obecność nieznaczących autokorelacji wyższych rzędów” [Jajuga 2000: 39].

W niniejszej pracy przyjęto następujące wartości  $m$ : 10, 20 i 30. Gdy wartość empiryczna statystyki  $Q$  przekroczy wartość teoretyczną rozkładu  $\chi_m^2$  przy danym poziomie istotności,  $H_0$  można odrzucić. Na poziomie istotności 0,05 odrzuca się ją, jeśli  $Q_{10} > 18,31$ ,  $Q_{20} > 31,41$ ,  $Q_{30} > 43,77$  [Jajuga 2000].

#### 1.4. Test ilorazu wariancji

W kolejnym etapie badań zostanie sprawdzone, czy elementy szeregu czasowego, złożonego z cen metali szlachetnych, tworzą proces stochastyczny, zwany błędzeniem losowym. W tym celu zostanie przeprowadzony test, w którym wykorzystuje się własność procesów błędzenia losowego, polegającą na tym, że wariancja stóp zwrotu „rośnie” liniowo względem czasu. Chodzi o to, że wariancja dwóch sąsiednich stóp zwrotu  $R_t$  oraz  $R_{t+1}$  jest dwa razy większa od wariancji stopy zwrotu dla pojedynczego okresu  $R_t$ . Jeżeli mamy do czynienia z przyrostami liniowymi, to iloraz wariancji sąsiadujących stóp zwrotu, opisany wzorem:

$$IW_2 = \frac{War[R_t + R_{t+1}]}{2 \cdot War[R_t]},$$

jest bliski jedności.  $IW_2$  nazywany jest ilorazem wariancji rzędu dwa.

W celu sprawdzenia, czy przyrosty wariancji stóp zwrotu są liniowe, można sformułować następującą hipotezę zerową:  $H_0$ : jeżeli iloraz wariancji sąsiednich

stóp zwrotu i podwojonej wariancji stopy zwrotu z pojedynczego okresu zbliża się do jedności, to mamy do czynienia z błędzeniem losowym.

Dodatkowo, jeżeli iloraz wariancji rzędu drugiego będzie większy od jedności, świadczy to o tym, że kolejne stopy zwrotu są dodatnio skorelowane, czyli wzrost ceny bieżącej wpływa na wzrost ceny następnej. Wariancja rzędu drugiego rośnie więc szybciej niż liniowo i w związku z tym nie ma podstaw, ażeby zakładać, że ceny towarów mają charakter błędzenia losowego. Warto dodać, że w przypadku tego testu nie wystarczy, aby tylko  $IW_2$  był nierozróżnialny statystycznie od jedności. Do stwierdzenia faktu, że mamy do czynienia z błędzeniem losowym, wymagane jest spełnienie tego warunku dla  $q$  wyższych od 2.

Iloraz wariancji  $q$  ( $q > 2$ ) rzędu można zapisać jako:

$$IW_q = \frac{War \left[ \sum_{t=q+1}^t R_t \right]}{q \cdot War[R_t]}, \quad (10)$$

gdzie:

$R_t$  – jest stopą zwrotu w momencie  $t$ ,

$q$  – jest to okres, w jakim liczona jest wariancja zmiennej losowej  $R$ .

Hipotezę zerową można w tym przypadku sformułować następująco:

$H_0$ : jeżeli iloraz wariancji  $IW_q$  jest bliski jedności (dla kolejnych  $q > 2$ ), to mamy do czynienia z błędzeniem losowym.

Do przeprowadzenia testów wykorzystuje się znormalizowaną wielkość  $IW_q$  [Czekaj i in. 2001]:

$$SIW_q = \frac{\sqrt{ng}(IW_q - 1)}{\sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q}}}. \quad (11)$$

Przyjmuje się, że  $SIW_q$  ma dla dużych prób rozkład normalny  $N(0, 1)$ .  $H_0$  odrzucamy, jeśli  $|SIW_q| > 1,96$  (przy poziomie istotności 0,05).

Materiał empiryczny do przeprowadzenia omówionych testów stanowią dzienne ceny spot poszczególnych metali szlachetnych (złota, srebra, platyny



i palladu) z rynku londyńskiego, obejmujące okres od stycznia 2009 do grudnia 2011. Są to ceny zamknięcia, wyrażone w USD za uncję kruszcu, dostępne na stronie [www.kitco.com](http://www.kitco.com).

## 2. Wyniki badań

Na podstawie notowań badanych metali szlachetnych wyznaczono logarytmiczne stopy zwrotu, a następnie przeprowadzono omówione testy. W rezultacie otrzymano następujące wyniki.

### 2.1. Test serii

Wartości statystyki  $K$ , obliczone na podstawie wzoru (3), są przedstawione w tabeli 1. Dla trzech metali (złota, platyny i palladu) otrzymano ujemną wartość statystyki  $K$ . W literaturze można spotkać stwierdzenie, że taka sytuacja może świadczyć o tym, iż w szeregach występuje mniej serii niż gdyby badany proces okazał się białym szumem [Jajuga 2000]. Przyjmując poziom istotności  $\alpha=0,05$ , w trzech przypadkach: złota, srebra i platyny, możemy przypuszczać, że  $R_t^*$  może być generowany przez biały szum ( $|K| < 1,96$ ), co świadczy o informacyjnej efektywności rynków w formie słabej, zaś dla palladu  $H_0$  odrzucamy, –  $R_t^*$  nie jest białym szumem ( $|K| > 1,96$ ). W tabeli 1 statystykę, która znalazła się w obszarze odrzucenia testu, zaznaczono szarym kolorem.

Tabela 1

Wartości statystyki  $K$  dla badanych metali szlachetnych

Metal	$K$
Złoto	-0,3609
Srebro	1,9498
Platyna	-0,5386
Pallad	-2,4404

Źródło: obliczenia własne.

## 2.2. Test autokorelacji

Na podstawie tych samych danych przeprowadzono obliczenia dla autokorelacji rzędu  $k=1, 2, \dots, 10$ . Ponownie badaniu zostały poddane szeregi logarytmicznych stóp zwrotu analizowanych metali szlachetnych. Otrzymane wyniki zestawiono w tabeli 2. Szarym kolorem zaznaczono wartości, które wskazywały na odrzucenie hipotez zerowych, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem autokorelacji  $k$ -tego rzędu. Można zauważyć, że hipotezę zerową, mówiącą o tym, iż ceny metali są ze sobą nieskorelowane, należało odrzucić dla autokorelacji rzędu  $k=1$  w przypadku srebra i platyny. Sytuacja zmienia się wraz ze wzrostem rzędu autokorelacji. Dla autokorelacji rzędu  $k=2$  hipotezę zerową należało odrzucić tylko w przypadku złota. Analogiczna sytuacja dla tego kruszcu występuje jeszcze dla  $k=6$  i  $k=9$ . Dla  $k=\{3, 4, 5, 8, 10\}$   $H_0$  nie odrzucamy w przypadku żadnego metalu. Dla srebra odrzucamy  $H_0$  jeszcze tylko, gdy  $k=7$ , a w przypadku palladu jedynie, gdy  $k=6$ .

## 2.3. Test Boxa–Pierce’a i test Boxa–Ljunga

Wyniki testu Boxa–Pierce’a i Boxa–Ljunga przedstawiono w tabeli 3. Tak jak poprzednio, obliczenia zostały przeprowadzone dla logarytmicznych stóp zwrotu. Kolorem szarym zaznaczone zostały te wartości  $Q$  i  $Q'$ , które są większe odpowiednio od teoretycznych wartości rozkładu chi-kwadrat.

Tabela 2

Wartości autokorelacji rzędu  $k$  oraz wartości statystyki  $S$   
dla badanych metali szlachetnych

k		Złoto	Srebro	Platyna	Pallad
1	2	3	4	5	6
1	ro(1)	0,0483	-0,1326	0,0901	0,0529
	S	1,3292	-3,6459	2,4770	1,4538
2	ro(2)	-0,0756	-0,0124	-0,0028	0,0178
	S	-2,0790	-0,3402	-0,0769	0,4882
3	ro(3)	-0,0168	-0,0475	-0,0259	-0,0332
	S	-0,4627	-1,3059	-0,7114	-0,9119
4	ro(4)	0,0352	0,0363	0,0274	-0,0133
	S	0,9671	0,9987	0,7528	-0,3669
5	ro(5)	0,0598	-0,0083	-0,0361	-0,0457
	S	1,6433	-0,2269	-0,9929	-1,2553

1	2	3	4	5	6
6	ro(6)	-0,0853	-0,0454	-0,0708	-0,1148
	S	-2,3448	-1,2476	-1,9463	-3,1570
7	ro(7)	-0,0421	0,1004	0,0201	0,0072
	S	-1,1584	2,7602	0,5515	0,1993
8	ro(8)	0,0384	-0,0333	0,0464	-0,0019
	S	1,0545	-0,9162	1,2752	-0,0520
9	ro(9)	0,1004	0,0293	-0,0103	-0,0218
	S	2,7600	0,8067	-0,2840	-0,6005
10	ro(10)	-0,0535	-0,0502	-0,0223	0,0192
	S	-1,4722	-1,3808	-0,6142	0,5278

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3

Statystyki  $Q$  i  $Q'$  dla badanych metali szlachetnych

Metal	$Q$			$Q'$		
	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=10$	$m=20$	$m=30$
Złoto	27,675	42,501	67,354	27,976	43,115	68,883
Srebro	28,735	37,492	42,108	28,968	37,936	42,737
Platyna	14,376	20,151	24,762	14,491	20,415	25,189
Pallad	15,542	19,216	26,579	15,690	19,449	27,061

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wyniki podane w tabeli 3, można zauważyć, że dla złota ani liczba współczynników autokorelacji<sup>3</sup>, które zostały wzięte pod uwagę, ani wybór statystyki testowej  $Q_m$  Boxa–Pierce’a czy  $Q'_m$  Boxa–Ljunga nie miały wpływu na wynik testu (wyniki obu testów okazały się podobne). W przypadku złota i srebra wartości statystyki  $Q_m$  i  $Q'_m$  wskazują, że hipotezę zerową należy odrzucić. Natomiast w przypadku platyny i palladu wszystkie statystyki  $Q_m$  i  $Q'_m$  były mniejsze od teoretycznych wartości rozkładu chi-kwadrat, co może wskazywać na to, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. W odniesieniu do hipotezy rynku efektywnego można więc wnioskować, że rynki platyny i palladu charakteryzowały się efektywnością informacyjną w formie słabej.

<sup>3</sup> Dobór liczby współczynników korelacji  $m$  miał wpływ na wyniki testu tylko w przypadku srebra.

## 2.4. Test ilorazu wariancji

W tabeli 4 zestawiono wartości ilorazów wariancji rzędu  $q=2, 3, \dots, 10$  oraz standaryzowane ilorazy wariancji  $SIW_q$ . Z tabeli tej wynika, że na poziomie istotności 0,05 wszystkie wartości znormalizowanego ilorazu wariancji  $|SIW_q|$  dla  $q \geq 2$  są mniejsze od 1,96. Nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co świadczy o informacyjnej efektywności w formie słabej rynków poszczególnych metali szlachetnych.

Tabela 4

Wartości ilorazu wariancji  $IW_q$  oraz  $SIW_q$ 

Metal	$q$	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Złoto	$IW_q$	0,64	0,08	-0,04	-0,03	0,02	-0,00	-0,03	-0,03	-0,01
	$SIW_q$	1,05	1,01	0,99	0,99	1,01	0,20	0,98	0,97	0,99
Srebro	$IW_q$	-1,85	-1,13	-0,85	-0,62	-0,48	-0,40	-0,31	-0,26	-0,21
	$SIW_q$	0,87	0,82	0,77	0,75	0,74	0,72	0,73	0,73	0,74
Platyna	$IW_q$	1,27	0,75	0,43	0,32	0,23	0,15	0,11	0,09	0,08
	$SIW_q$	1,09	1,12	1,12	1,13	1,12	1,10	1,09	1,10	1,10
Pallad	$IW_q$	0,77	0,53	0,31	0,20	0,12	0,03	-0,01	-0,04	-0,05
	$SIW_q$	1,06	1,09	1,08	1,08	1,06	1,02	0,99	0,96	0,94

Źródło: obliczenia własne.

## Podsumowanie

W ostatnich latach można obserwować zwiększone zainteresowanie inwestorów instytucjonalnych i indywidualnych rynkami towarowymi. Motywy zaangażowania i strategię, stosowane przez uczestników na tych rynkach upodobiąją je coraz bardziej do rynków finansowych. Niemniej specyficzne dla rynków towarowych charakterystyki, takie jak poziom zapasów czy koszt krańcowy produkcji, wciąż pozostają istotne [Domanski, Heath 2007].

Towary są zwykle postrzegane jako osobna klasa aktywów, jednak trzeba pamiętać, że jest to specyficzna klasa ze względu na to, iż obejmuje bardzo zróżnicowane aktywa o różnym stopniu wewnętrznej korelacji<sup>4</sup>. Dlatego analiza inwestycji w towary powinna koncentrować się na poszczególnych produktach, ewentualnie sektorach.

<sup>4</sup> Zgodnie z definicją, klasa aktywów składa się z podobnych walorów o wysokiej korelacji wewnętrznej i niskiej korelacji zewnętrznej [Fabozzi, Füss, Kaiser 2008].

Celem niniejszej pracy była ocena efektywności informacyjnej w formie słabej rynku czterech podstawowych metali szlachetnych: złota, srebra, platyny i palladu. Materiał empiryczny do przeprowadzonych badań stanowiły dzienne ceny na zamknięcie z rynku londyńskiego w latach 2009–2011, wyrażone w USD za uncję kruszcu. Na ich podstawie wyznaczono logarytmiczne stopy zwrotu, a następnie wykonano wybrane testy, stosowane do weryfikacji słabej efektywności rynku: test serii, ilorazu wariancji i testy autokorelacji. Przedstawione wyniki wskazują, że w badanym okresie hipoteza słabej efektywności rynku metali szlachetnych jest w dużej mierze empirycznie potwierdzona, choć wnioski, płynące z poszczególnych testów, nie dla wszystkich metali się pokryły.

## Literatura

- Aggarwal R., Soenen L. [1988], *The nature and efficiency of the gold market*, „Journal of Portfolio Management”, Vol. 14: 453–487.
- Buczek S.B. [2006], *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Busken Ch. [2004], *Investing in commodities*, Fund Evaluation Group, www.feg.com.
- Cai Ch. X., Clacher I., Faff R., Hiller D. [2008], *A practical guide to gold as an investment asset*, w: F.J. Fabozzi, R. Füss, D. Keiser (red.), *The handbook of commodity investing*, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. [2001], *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Domanski D., Heath A. [2007], *Financial investors and commodity markets*, „BIS Quarterly Review”, March, 53–67.
- Fabozzi F.J., Füss R., Keiser D. [2008], *A primer on commodity investing*, w: F.J. Fabozzi, R. Füss, D. Keiser (red.), *The handbook of commodity investing*, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey.
- Geman H. [2007], *Commodities and commodity derivatives*, John Wiley & Sons, Chichester, West Sussex.
- Jajuga K. (red.) [2000], *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław .
- Koutsoftas N., Ross B., Fila G. [2010], *Commodities and the efficient frontier*, „Canadian Investment Review”, www.investmentreview.com.
- Mayo H.B. [1997], *Wstęp do inwestowania*, Wydawnictwo K.E. Liber, Warszawa.
- Osińska M. [2006], *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.

- Papla D. [2001], *Zmiany poziomu słabej efektywności Gieldy Papierów Wartościowych w latach 1991–2001*, w: *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, VII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Papla D. [2003], *Związki pomiędzy zmianami poziomu efektywności informacyjnej i wielkością spółek na GPW w Warszawie*, w: *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Smith G. [2002], *Tests of the random walk hypothesis for London gold prices*, „Applied Econometric Letters”, 9, 671–674.
- Solt M., Swanson P. [1981], *On the efficiency of the markets of gold and silver*, „Journal of Business”, Vol. 54, 453–478.
- Taylor S. [1986], *Modeling Financial Time Series*, John Wiley & Sons, New York.
- Tschoegl A. [1980], *Efficiency in the gold market – a note*, „Journal of Banking and Finance”, Vol. 4, 371–379.
- Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K. [2008], *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.

## THE ANALYSIS OF WEAK-FORM EFFICIENCY IN THE MARKET OF PRECIOUS METALS

### Summary

Prices of numerous commodities have been growing up in recent years. This increase in commodity prices has attracted investors who can choose between direct and indirect ways of investing in commodities. In the case of direct commodity investments, it may be difficult to provide proper storage conditions. Precious metals are an exception, here. Basic precious metals, investors may invest in, are: gold, silver, platinum and palladium. Although gold is considered most important, the aim of the paper is to study efficiency of market of four aforementioned precious metals. The empirical data covers London spot prices in the period from 2009 to 2011. On their base, there were calculated logarithmic returns and then some tests, used to verify weak market efficiency hypothesis, were applied (runs test, variance ratio test, autocorrelation tests). Results obtained (although not homogeneous) confirmed weak efficiency of precious metals market in the considered period.

**Keywords:** weak-form efficiency, precious metals

*Translated by Anna Górska, Monika Krawiec*