

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 371

**Inwestycje finansowe i ubezpieczenia –
tendencje światowe a rynek polski**

Redaktorzy naukowci

Krzysztof Jajuga

Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2014

Redakcja wydawnicza: Jadwiga Marcinek
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz
Korekta: Barbara Cibis
Łamanie: Małgorzata Czupryńska
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronie internetowej Wydawnictwa
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2014

ISSN 1899-3192
ISBN 978-83-7695-411-0

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Waldemar Aspadarec: Wyniki inwestycyjne funduszy hedge po doświadczeniach kryzysu finansowego	11
Aleksandra Baszczyńska: Metoda jądrowa w analizie finansowych szeregów czasowych.....	23
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Reakcja akcjonariuszy na sprzedaż znaczących pakietów akcji.....	32
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Ryzyko jako determinanta premii z tytułu kontroli – empiryczna weryfikacja.....	43
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Reduced form of the standard approach for operational risk for economic capital assessment	54
Tadeusz Czernik: Efekt histerezy – wycena opcji i implikowana zmienność	65
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modyfikacja geometrycznego ruchu Browna oparta na czasie przebywania. Wycena instrumentów pochodnych, implikowana zmienność – badania symulacyjne.....	75
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Efektywność inwestycji funduszy emerytalnych w Polsce – wybrane problemy.....	88
Monika Hadaś-Dyduch: Produkty strukturyzowane – ujęcie algorytmiczne zysku z uwzględnieniem oddziaływania wskaźników rynku finansowego	101
Magdalena Homa: Wpływ strategii inwestycyjnej ubezpieczonego na rozkład wartości portfela ubezpieczeniowego w UFK.....	112
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Kształtowanie indeksowych ubezpieczeń upraw oparte na indywidualizmie w postrzeganiu ryzyka przez gospodarstwa rolne w Polsce	123
Łukasz Jasiński: Innowacje produktowe w ubezpieczeniach zdrowotnych w Polsce.....	137
Lidia Karbownik: Determinanty zagrożenia finansowego przedsiębiorstw sektora TSL w Polsce.....	149
Tomasz Karczyński, Edward Radośniński: Ocena relacji pomiędzy trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowowschodniej na przykładzie warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych	165
Krzysztof Kowalke: Efektywność informacyjna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie	177
Mieczysław Kowerski: Uwagi dotyczące sposobu liczenia stopy wypłaty dywidendy.....	188

Robert Kurek: Systemy informacyjne nadzoru ubezpieczeniowego.....	203
Agnieszka Majewska: Porównanie strategii zabezpieczających portfel akcji z wykorzystaniem kontraktów <i>futures</i> na WIG20 w okresach spadków i wzrostów cen	213
Tomasz Miziołek: Ocena efektywności zarządzania funduszami ETF posiadającymi ekspozycję na polski rynek akcji	224
Joanna Olbryś: Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA	236
Andrzej Paliński: Wykorzystanie wartości likwidacyjnej aktywów kredytobiorcy i metody Monte Carlo do wyznaczenia oprocentowania kredytu bankowego.....	245
Jarosław Pawłowski: Zarządzanie ryzykiem pogodowym – przykład wykorzystania pogodowego instrumentu pochodnego przez producenta piwa w Polsce.....	255
Dorota Pekasiewicz: Wybrane testy zgodności dotyczące rozkładów statystyk ekstremalnych i ich zastosowanie w analizach finansowych.....	268
Marcin Salamaga: Efektywność krótkoterminowych inwestycji w złoto	278
Anna Sroczyńska-Baron: Analiza wysokości progu oferty obowiązkowej przy przejściach spółek w oparciu o teorię gier kooperacyjnych	289
Waldemar Tarczyński: Ocena różnych wariantów fundamentalnego portfela papierów wartościowych	298
Magdalena Ulrichs: Zmiany strukturalne na polskim rynku finansowym a sfera realna gospodarki – analiza empiryczna	310
Stanisław Wanat: Efekt dywersyfikacji ryzyka w Solvency II w świetle wyników ilościowego badania wpływu QIS5	320
Ryszard Węgrzyn: Ocena trafności prognoz zmienności indeksu WIG20 konstruowanych na podstawie wybranych modeli klasy GARCH oraz rynkowej zmienności implikowanej.....	331
Stanisław Wieteska: Wybuch jako element ryzyka w ubezpieczeniach od ognia i innych zdarzeń losowych.....	344
Marcelina Więckowska: Obligacje w zarządzaniu ryzykiem katastroficznym	359
Piotr Wybieralski: Zastosowanie wybranych instrumentów pochodnych w warunkach ograniczonej dostępności limitów skarbowych na walutowym rynku pozagieldowym	371
Dariusz Zarzecki: Koszt kapitału, płynność i ryzyko – analiza sektorowa na rynku amerykańskim	383

Summaries

Waldemar Aspadarec: Investment performance of hedge funds after the financial crisis	22
Aleksandra Baszczyńska: Kernel method in the analysis of financial time series	31
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Market reactions to transfer of control within block trades in public companies – empirical evidence	42
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Risk as a determinant of control premium – empirical evidence.....	53
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Zredukowana forma metody standardowej do oceny kapitału ekonomicznego	64
Tadeusz Czernik: Hysteretic-like effect – derivative pricing and implied volatility	74
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modified geometric Brownian motion – occupation time approach. Derivative pricing, implied volatility – simulations.....	87
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Pension funds performance in Poland – selected problems	100
Monika Hadaś-Dyduch: Valuation of structured product according to algorithmic interaction with regard to the financial market	110
Magdalena Homa: Effect of investment strategy for the distribution of the portfolio value in unit-linked insurance.....	121
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Individualism in risk perception by farms in Poland and in the development of insurance products	136
Łukasz Jasiński: Product innovations in health insurances in Poland.....	148
Lidia Karbownik: Determinants of financial threat of the enterprises from transport, forwarding and logistic sector in Poland	164
Tomasz Karczyński, Edward Radosiński: Assessment of relation between global and Central Europe stock market trends on the example of the Warsaw Stock Exchange	176
Krzysztof Kowalke: Effectiveness of information on the Warsaw Stock Exchange	187
Mieczysław Kowerski: Some remarks on the calculation of the dividend payout ratio	202
Robert Kurek: Information systems of insurance supervision	212
Agnieszka Majewska: Comparison of hedging using futures on WIG20 in periods of price increases and decreases	223
Tomasz Miziolek: Evaluation of the effectiveness of management exchange-traded funds having exposure on the Polish equity market	235

Joanna Olbryś: Intervalling effect bias in beta: empirical results in the Warsaw Stock Exchange	244
Andrzej Paliński: Bank loan pricing with use the of the Monte Carlo method and the liquidation value of borrower's assets.....	254
Jarosław Pawłowski: Weather risk management – example of using weather derivative by a producer of beer in Poland	267
Dorota Pekasiewicz: Selected tests of goodness of extreme distributions and their application in financial analyses.....	277
Marcin Salamaga: The effectiveness of short-term investment in gold	288
Anna Sroczyńska-Baron: The analysis of the limit of obligatory offer based on the theory of cooperative games	297
Waldemar Tarczyński: Assessment of different variants of fundamental portfolio of securities.....	309
Magdalena Ulrichs: Structural changes on the Polish financial market and the real economy – an empirical analysis	319
Stanisław Wanat: The diversification effect in Solvency II in the light of the fifth quantitative impact study	330
Ryszard Węgrzyn: Assessment of the forecasts accuracy of the WIG20 index volatility constructed on the basis of selected models of the GARCH class and market implied volatility.....	343
Stanisław Wieteska: Explosion as an element of risk in insurance from fire and other random events.....	358
Marcelina Więckowska: Bonds for catastrophe risk management.....	370
Piotr Wybieralski: The application of selected currency derivatives in terms of constrained amounts of treasury limits in the OTC market.....	382
Dariusz Zarzecki: Cost of capital, liquidity and risk – sectoral analysis on the American capital market.....	411

Marcin Salamaga

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

e-mail: salamaga@uek.krakow.pl

EFEKTYWNOŚĆ KRÓTKOTERMINOWYCH INWESTYCJI W ZŁOTO

Streszczenie: Istnieje powszechne przekonanie, że inwestycja w złoto przynosi dochody przede wszystkim w długim czasie. Lokata w ten metal szlachetny, występujący na rynku np. w postaci sztabek czy tzw. monet bulionowych, uważana jest za szczególnie bezpieczną w okresach kryzysów gospodarczych, politycznych czy nawet konfliktów zbrojnych. Powstaje jednak pytanie, czy i na ile inwestycja w złoto fizyczne może być dochodowa w krótkim terminie? Niniejszy artykuł można uznać za próbę odpowiedzi na to pytanie. Jego celem jest zbadanie, czy cena złota „poddaje się” narzędziom analizy technicznej. W artykule zastosowano popularną w analizie technicznej metodę zasięgu przebiccia (TRB, *Trading Range Break*). Umożliwiło to wyznaczenie rozkładów warunkowych stóp zwrotu z inwestycji w złoto. Z kolei zastosowanie odpowiednich testów statystycznych i przeprowadzenie badań symulacyjnych metodą bootstrapową pozwoliło na zbadanie efektywności strategii wykorzystujących inwestowanie cykliczne.

Słowa kluczowe: złoto, inwestycje finansowe, metoda bootstrapowa.

DOI: 10.15611/pn.2014.371.24

1. Wstęp

Inwestycja w złoto uchodzi za względnie pewną lokatę kapitału, gdyż siła nabywcza tego kruszcu rzadko wykazuje tendencję do zmniejszania się w czasie, zwłaszcza w dłuższym okresie, dzięki czemu ten metal szlachetny jest postrzegany jako skuteczne narzędzie tezauryzacji pieniądza. Istnieje pogląd, że złoto jest szczególnie dobrą lokatą w okresie niestabilnej sytuacji ekonomicznej, kryzysów gospodarczych, niepokojów społecznych czy konfliktów zbrojnych [Pring 1998, s. 404]. Na rynku złoto występuje przede wszystkim w postaci wyrobów jubilerskich, numizmatów oraz w postaci tzw. złota inwestycyjnego i właśnie tej ostatniej formie kruszcu poświęcony jest niniejszy artykuł. Złoto inwestycyjne można spotkać w postaci sztabek oraz monet bulionowych. O cenie złota decyduje wiele czynników, spośród których można wymienić: ograniczone zasoby występowania i koszty wydobywania kruszcu, zapotrzebowanie przemysłu na ten metal, sytuację gospodarczą i polityczną na świe-

cie, zapotrzebowanie banków centralnych na złoto [Pring 1998, s. 404]. Rynkowa cena złota jest kształtowana w oparciu o tzw. *fixing* cen złota, który odbywa się w Londynie z udziałem przedstawicieli instytucji finansowych należących do London Gold Fixing [<http://www.goldfixing.com>]. Inwestując w złoto, należy spodziewać się dochodów przede wszystkim w długim horyzoncie czasowym. Powstaje jednak pytanie, czy i na ile inwestycja w złoto fizyczne może być dochodowa w krótkim terminie? Niniejszy artykuł można uznać za próbę odpowiedzi na to pytanie. Celem tego opracowania jest też zbadanie, czy cena złota „poddaje się” narzędziom analizy technicznej. W badaniach zastosowano popularną w analizie technicznej metodę zasięgu przebicia (TRB, *Trading Range Break*). Umożliwiła ona wyznaczenie rozkładów warunkowych stóp zwrotu z inwestycji w złoto. Z kolei zastosowanie odpowiednich testów statystycznych pozwoliło na ocenę efektywności strategii wykorzystujących inwestowanie cykliczne.

W celu potwierdzenia statystycznej istotności różnic średnich stóp zwrotu ze strategii opartych na inwestowaniu cyklicznym oraz oczekiwanej stopy zwrotu przeprowadzono badania symulacyjne wykorzystujące modele ekonometryczne klasy GARCH. Obliczenia oparto na danych z *fixingu* cen złota w Londynie z okresu 2.01.1991-21.05.2013 [<http://www.goldfixing.com>].

2. Charakterystyka dotychczasowych badań inwestycji w złoto

W literaturze naukowej poświęconej inwestycjom w złoto znaczny udział mają badania dotyczące modelowania szeregów czasowych cen złota (stóp zwrotu) z naciskiem na prognozowanie. Sama analiza ceny złota jest zagadnieniem często podejmowanym przez badaczy zarówno w kontekście określenia tendencji na rynkach surowcowych, jak i możliwości inwestycyjnych w ten metal szlachetny (np. [Bachowski et al. 2011, s. 91-102; Górska 2011, s. 67-76; Filipowicz 2010, s. 329-348; Borowski 2008, s. 179-196]). W badaniach kształtowania się historycznych cen złota bądź stóp zwrotu z inwestycji w ten kruszec wykorzystanie narzędzi ekonometrycznych jest dość powszechne. Umożliwiają one m.in. zidentyfikowanie czynników, które wpływają m.in. na stopę zwrotu. Przykładem mogą być tutaj modele czynnikowe, w których stopa zwrotu jest opisywana przez dekompozycję czynników na podstawowe i specyficzne [Trzpiot, Krężolek 2012, s. 99-108].

Z uwagi na charakter przebiegu szeregów czasowych stóp zwrotu z inwestycji w złoto, niejednorodność zmienności tych stóp w czasie, często przedmiotowe badania są prowadzone z wykorzystaniem modeli klasy GARCH (np. [Mensi et al. 2013, s. 1-22; Sopipan et al. 2012, s. 121-131]). Niektórzy badacze, prognozując ceny złota, stosują również metody symulacyjne i sieci neuronowe [Lineesh et al. 2010, s. 1673-1683]. Swego rodzaju alternatywą dla ekonometrycznych modeli stosowanych w budowaniu krótkoterminowych prognoz cen złota (stóp zwrotu) mogą być narzędzia analizy technicznej. Służą one m.in. do określania punktów zwrotnych w kształtowaniu się trendów cen walorów giełdowych czy surowców na podstawie przebiegu

tych cen w przeszłości. Metody analizy technicznej stosuje się stosunkowo rzadko w badaniu cen złota (w porównaniu z badaniem rynku papierów wartościowych) i to przeważnie w kontekście szerszej eksploracji rynków surowcowych. Być może wynika to z tego, że złoto jest rzadziej postrzegane przez inwestorów jako krótkoterminowa lokata, natomiast narzędzia analizy technicznej są przeważnie wykorzystywane właśnie w krótkookresowym horyzoncie inwestycyjnym. Przykłady tego typu badań można znaleźć m.in. w pracach A. Górskiej [2011] i N. Balsara, K. Carlson i V.N. Rao [1996], w których wykazano, że krótkoterminowe inwestycje w złoto mogą przynosić niekiedy znaczne dochody w zależności od obranej strategii inwestycyjnej (wskaźnika analizy technicznej) [Górska 2011, s. 67-76]. Wydaje się, że użyteczność wyników zawartych we wspomnianych pracach mogłoby wzmocnić badanie statystycznej istotności otrzymanych rezultatów. Uwzględniając cel badawczy niniejszego opracowania, także zastosowano w nim narzędzia analizy technicznej, uzupełniając jednak otrzymane rezultaty o wyniki odpowiednich testów istotności.

3. Opis metody badawczej

Do identyfikacji sygnałów kupna bądź sprzedaży złota zastosowano metodę zasięgu przebiccia (TRB). Pojęcie zasięgu przebiccia dotyczy tzw. poziomów wsparcia i oporu. Poziom oporu (wsparcia) można zdefiniować jako lokalne maksimum (minimum) obliczone z cen złota w kolejnych okresach (np. dniach). Generowanie sygnału kupna następuje wówczas, gdy cena złota przewyższa poziom oporu, natomiast sygnał sprzedaży jest generowany, gdy cena złota jest niższa od poziomu wsparcia. Metodę zasięgu przebiccia można więc przedstawić następująco [Campbel 2011, s. 2]:

$$P_t > \max\{P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-n}\} - \text{sygnał kupna}, \quad (1)$$

$$P_t < \min\{P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-n}\} - \text{sygnał sprzedaży}, \quad (2)$$

gdzie: P_t – cena złota w momencie t ; n – liczba okresów (dni), dla których oblicza się poziomy wsparcia i oporu.

Dodatkowo przyjęto, że po wygenerowaniu sygnału kupna (sprzedaży) zajmowana pozycja inwestycyjna jest utrzymywana przez okres 10 dni¹, kiedy wszelkie inne sygnały z rynku są ignorowane. W przypadku gdy odchylenie ceny złota od poziomów wsparcia czy oporu jest nieznaczące, powstałe sygnały kupna lub sprzedaży uznaje się za słabe. W takiej sytuacji można stosować różne procedury odfiltrowania słabych. W niniejszym artykule zastosowano do tego celu tzw. *band* – pasmo odchyień od poziomów wsparcia i oporu. Zazwyczaj granicę tego pasma wyznacza się za pomocą arbitralnie przyjętego procentu wartości poziomu wsparcia czy oporu (np. 1%) [Isakov, Hollistein 1999, s. 6]. Sygnał kupna (sprzedaży) będzie generowa-

¹ Taki okres „przetrzymania” przyjmuje się najczęściej w badaniach empirycznych; por. np. [Campbel 2011].

ny tylko wówczas, gdy cena złota będzie wyższa (niższa) od poziomu wsparcia (oporu) o więcej niż ustalony procent wartości poziomu oporu (wsparcia). Reguły generowania sygnałów według przedstawionej tu zasady ilustrują wzory (3) i (4) [Campbell 2011, s. 2].

$$P_t > (1 + b) \max \{P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-n}\} - \text{sygnał kupna}, \quad (3)$$

$$P_t < (1 - b) \min \{P_{t-1}, P_{t-2}, \dots, P_{t-n}\} - \text{sygnał sprzedaży}, \quad (4)$$

gdzie: b – ustalony procent wartości poziomu oporu (wsparcia).

W artykule rozważano strategie oparte wyłącznie na kupnie, sprzedaży złota oraz strategię mieszaną, uwzględniającą możliwość zajęcia dowolnej pozycji inwestycyjnej. Średnią warunkową stopę zwrotu z mieszanej strategii inwestycyjnej obliczono według wzoru [Isakov, Hollistein 1999, s. 5]:

$$\mu_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (r_t d_t), \quad (5)$$

gdzie: r_t – stopa zwrotu ceny z inwestycji w złoto w momencie t ; d_{it} – zmienna wskaźnikowa o wartościach: 1 (sygnał kupna), -1 (sygnał sprzedaży); T – całkowita liczba sygnałów kupna (sprzedaży).

Efektywność inwestycji w złoto zostanie zweryfikowana poprzez przeprowadzenie testu istotności t -Studenta pomiędzy warunkowymi stopami zwrotu i oczekiwaną stopą zwrotu. Stosowanie testu t wymaga spełnienia kilku założeń przez rozkłady stóp zwrotu, w tym założenia o zgodności z rozkładem normalnym. W praktyce to założenie nie zawsze bywa spełnione, a wynik testu istotności może być obciążony błędem. W związku z tym, aby zweryfikować rezultaty uzyskane na drodze tradycyjnych testów, przeprowadzono badania symulacyjne. Ich celem było porównanie wartości średnich obliczonych z symulacyjnych warunkowych stóp zwrotu z ich odpowiednikami uzyskanymi z oryginalnych szeregów czasowych. Wynikiem tego postępowania jest tzw. bootstrapowe prawdopodobieństwo testowe, czyli odsetek przekroczeń „oryginalnych” warunkowych średnich stóp zwrotu z inwestycji w złoto przez ich odpowiedniki uzyskane na drodze symulacji. Do replikacji stóp zwrotu inwestycji w złoto zastosowano procedurę przedstawioną przez W. Brocka, J. Lakonishoka i B. LeBarona [1992]. Polega ona na oszacowaniu parametrów teoretycznego modelu opisującego przebieg stóp zwrotu, a następnie obliczeniu reszt tego modelu. Reszty podlegają następnie wielokrotnemu repróbkowaniu, a uzyskanymi w ten sposób „symulacyjnymi” resztami zastępuje się pierwotne reszty w oszacowanym modelu. Następnie obliczane są replikowane stopy zwrotu. Z uwagi na występowanie zjawiska tzw. grupowania zmienności w szeregu stóp zwrotu z inwestycji w złoto uzasadnione wydaje się posługiwanie modelami klasy GARCH. Zaletą tych modeli jest możliwość opisu zmienności składnika losowego w czasie z uwzględnieniem

niejednorodności jego warunkowej wariancji oraz różnych dodatkowych efektów, takich jak np. ujemna korelacja między stopą zwrotu i wariancją.

Do wad przedmiotowych metod można zaliczyć m.in. ograniczoną możliwość bezpośredniej interpretacji niektórych parametrów modeli oraz niekiedy duży stopień złożoności obliczeniowej przy szacowaniu parametrów. Ta ostatnia wada jest w znacznym stopniu wyeliminowana dzięki dostępności specjalistycznego oprogramowania komputerowego, za pomocą którego można przedmiotowe modele estymować.

W niniejszych badaniach przeprowadzono 1000 symulacji stóp zwrotu dla modelu autoregresji AR (1) z efektami GARCH (1,1), GJR-GARCH (1,1) i EGARCH (1,1) (por. [Fiszeder 2009, s. 24; Glosten et al. 1993, s. 1179; Nelson 1991, s. 340; Bollerslev 1986, s. 307]).

Postać szacowanych modeli jest następująca:

$$\text{AR}(1) \quad r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \xi_t \quad (6)$$

z efektami:

$$\text{GARCH (1,1)} \quad h_t = \varpi + \alpha \xi_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}, \quad (7)$$

$$\text{GJR-GARCH (1,1)} \quad h_t = \varpi + \alpha \xi_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \xi_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}, \quad (8)$$

$$\text{EGARCH (1,1)} \quad \ln h_t = \varpi + \alpha [|\xi_{t-1}| - E(\xi)] + \gamma \xi_{t-1} + \beta \ln h_{t-1}^2, \quad (9)$$

gdzie: r_t – stopa zwrotu z inwestycji w złoto w momencie t ; ξ_t – składnik losowy modelu autoregresji; $E(\xi_t)$ – wartość oczekiwana składnika losowego; h_t – funkcja wariancji warunkowej stopy zwrotu; $d_t = 1$, gdy $\xi_t > 0$ oraz 0 w pozostałych przypadkach.

4. Wyniki badań empirycznych

Metodę TRB testowano na cenach 1 uncji trojańskiej² złota wyrażonych w USD według danych pochodzących z *fixingu* w Londynie z okresu 2.01.1991-21.05.2013. Wykorzystując formuły (1)-(4), wygenerowano sygnały kupna oraz sprzedaży i na ich podstawie obliczono przeciętne stopy zwrotu z inwestycji zorientowanych na strategię kupna, sprzedaży i strategię mieszaną. Przy prezentacji wyników posłużono się następującym systemem oznaczeń: (q, b) , gdzie q – okres, na podstawie którego wyznaczano punkty wsparcia i oporu (w dniach), b – rozmiar pasma wahań wokół linii wsparcia i oporu (w %) (por. [Brock et al. 1992, s. 1738]). Analizę przeprowadzono dla wybranych konfiguracji parametrów $q \in \{50, 100, 150, 200\}$ oraz $b = \{0, 1\}$. Wybór takich wartości parametrów odpowiada najczęściej spotykanym w

² 1 uncja trojańska (aptekarska, jubilerska) $\approx 31,103$ gramów.

podobnych badaniach długościom okresów stosowanych w obliczaniu poziomów wsparcia i oporu oraz rozmiarom pasma wahań filtrującego słabe sygnały kupna oraz sprzedaży [Brocket al. 1992, s. 1739; Isakov, Hollistein 1999, s. 6, 9].

W tabeli 1. przedstawiono warunkowe średnie stopy zwrotu z inwestycji w złoto oparte na strategiach kupna (μ_b), sprzedaży (μ_s) i strategii mieszanej (μ_m). W nawiasach pod średnimi stopami zwrotu umieszczono wartości *p-value* odpowiadające wynikom testów istotności różnic warunkowych średnich stóp zwrotu i oczekiwanej stopy zwrotu z inwestycji w złoto.

Tabela 1. Warunkowe dzienne stopy zwrotu z inwestycji w złoto (w %)

Parametry metody TRB	Średnia stopa zwrotu		
	μ_b	μ_s	μ_m
(50,0)	0,1930 (0,0000)	-0,0922 (0,0014)	0,1508 (0,0000)
(100,0)	0,2152 (0,0000)	-0,0888 (0,0171)	0,1681 (0,0000)
(150,0)	0,2045 (0,0002)	-0,1134 (0,0120)	0,1742 (0,0001)
(200,0)	0,2064 (0,0003)	-0,1127 (0,0258)	0,1780 (0,0001)
(50,1)	0,2246 (0,0001)	-0,1132 (0,0679)	0,1907 (0,0001)
(100,1)	0,2706 (0,0001)	-0,0808 (0,2976)	0,2141 (0,0005)
(150,1)	0,2549 (0,0008)	-0,0889 (0,3502)	0,2107 (0,0022)
(200,1)	0,2602 (0,0008)	-0,0096 (0,7860)	0,1935 (0,0058)

Źródło: obliczenia własne.

Z tabeli 1. wynika, że stosując strategię inwestycyjną zorientowaną wyłącznie na kupno złota, najwyższą przeciętną warunkową stopę zwrotu mógł osiągnąć inwestor wykorzystujący 100-dniowy okres dla ustalania poziomów wsparcia i oporu z filtracją słabych sygnałów kupna i sprzedaży. Jego średnia dzienna stopa zwrotu wyniosła 0,2706%, co daje roczną stopę zwrotu w wysokości ok. 96,72%. Najniższy dochód inwestora zorientowanego na kupno złota inwestycyjnego przynosiłoby natomiast stosowanie 50-dniowego okresu obliczania poziomów wsparcia i oporu bez filtracji słabych sygnałów. Z kolei inwestor posługujący się wyłącznie strategią „sprzedaj” najwyższą bezwzględną roczną stopę zwrotu wynoszącą ok. 32,78% mógł zrealizować, stosując metodę TRB z parametrami (150,0), natomiast najniższą bezwzględną średnią stopę zwrotu (2,42% w skali roku) uzyskałby inwe-

stor posługujący się metodą TRB z parametrami (200,1). W przypadku stosowania strategii mieszanej, podobnie jak przy strategii „kupuj”, najwyższą przeciętną stopę zwrotu zrealizowałyby inwestor stosujący technikę TRB z parametrami (100,1) (70,77% w skali roku), a na zrealizowanie najniższej przeciętnej stopy zwrotu może liczyć inwestor stosujący parametry (50,0) w metodzie TRB (45,78% w skali roku). Z tabeli 1. wynika również, że wprowadzeniu filtracji sygnałów kupna i sprzedaży, podobnie jak zwiększaniu wartości parametru q , zazwyczaj towarzyszy wzrost warunkowych średnich stóp zwrotu. Wszystkie warunkowe stopy zwrotu w strategii „kupuj” oraz w strategii mieszanej są statystycznie istotnie wyższe od oczekiwanej stopy zwrotu z cen złota (szacowanej za pomocą średniej dziennej stopy zwrotu) na poziomie istotności 0,05. Taka sytuacja ma również miejsce w zakresie strategii „sprzedaj”, ale tylko w przypadku braku filtracji słabych sygnałów kupna i sprzedaży. W pozostałych przypadkach bezwzględne stopy zwrotu dla tej strategii nie różnią się istotnie od oczekiwanej stopy zwrotu z inwestycji w złoto. Ponieważ jednak założenia dotyczące testu istotności co do normalności rozkładu stóp zwrotu nie są spełnione (np. występowanie asymetrii i silnej leptokurtyczności rozkładu stóp zwrotu), przedstawione wyniki mogą być obciążone błędem³. Aby zatem zweryfikować rezultaty uzyskane na drodze tradycyjnych testów, przeprowadzono badania symulacyjne. Procedurę symulacji szczegółowo przedstawiono w punkcie 3.

Tabela 2. przedstawia wyniki oszacowań parametrów modeli klasy GARCH. Warto zwrócić tu uwagę, że większość szacowanych parametrów modeli było statystycznie istotnych na poziomie istotności 0,001 (zwłaszcza tych, które odpowiadają za efekty GARCH).

Tabela 2. Wyniki oszacowań parametrów modeli klasy GARCH (w nawiasach podano prawdopodobieństwa testowe)

Model	Parametry modelu					
	α_0	α_1	ω	α	β	γ
AR(1)-GARCH(1,1)	0,0000 (0,0936)	-0,03918 (0,0014)	0,0000 (0,0160)	0,0602 (0,0000)	0,9437 (0,0000)	–
AR(1)-GJR-GARCH(1,1)	0,0000 (0,0613)	-0,0397 (0,0012)	0,0000 (0,0079)	0,0589 (0,0000)	0,94308 (0,0000)	-0,1484 (0,0002)
AR(1)-EGARCH(1,1)	0,0000 (0,5449)	-0,0429 (0,0005)	0,1458 (0,0000)	0,1274 (0,0000)	0,9942 (0,0000)	0,0348 (0,0000)

Źródło: obliczenia własne.

³ Stosowanie testu t istotności różnic średnich wymaga spełnienia założenia m.in. o normalności rozkładu zmiennych losowych.

W tabeli 3. zamieszczono bootstrapowe prawdopodobieństwa testowe przy różnych kombinacjach parametrów q i b . Interpretując wyniki, należy zwrócić uwagę, że wartość symulacyjnego prawdopodobieństwa testowego mniejsza od 0,05 (dla strategii „sprzedaj” wyższa od 0,95) wskazuje, że replikowane stopy zwrotu dostarczają istotnie niższych (wyższych) warunkowych średnich stóp zwrotu od ich odpowiedników otrzymanych na podstawie oryginalnego szeregu czasowego stóp zwrotu. Z tabeli 3. wynika, że stosując dowolny z rozważanych modeli klasy GARCH, w zasadzie przy każdej konfiguracji parametrów q i b uzyskano zbliżone odsetki symulacji wskazujących na przekroczenie „oryginalnych” warunkowych średnich stóp zwrotu przez replikowane średnie stopy zwrotu.

Tabela 3. Bootstrapowe prawdopodobieństwa testowe w symulacjach stóp zwrotu z inwestycji w złoto

Parametr q metody TRB	Model	Parametr d strategii TRB					
		0			1		
		μ_b	μ_s	μ_m	μ_b	μ_s	μ_m
50	AR(1)-GARCH(1,1)	0,015	1,000	0,008	0,008	0,948	0,005
	AR(1)-GJR-GARCH(1,1)	0,004	1,000	0,005	0,002	0,983	0,003
	AR(1)-EGARCH(1,1)	0,008	0,993	0,006	0,000	0,941	0,019
100	AR(1)-GARCH(1,1)	0,017	0,987	0,000	0,007	0,946	0,004
	AR(1)-GJR-GARCH(1,1)	0,003	0,997	0,007	0,003	0,942	0,006
	AR(1)-EGARCH(1,1)	0,011	0,996	0,005	0,000	0,911	0,018
150	AR(1)-GARCH(1,1)	0,009	0,952	0,005	0,006	0,933	0,006
	AR(1)-GJR-GARCH(1,1)	0,007	0,997	0,009	0,004	0,925	0,004
	AR(1)-EGARCH(1,1)	0,011	0,989	0,004	0,000	0,924	0,022
200	AR(1)-GARCH(1,1)	0,020	0,950	0,004	0,014	0,921	0,011
	AR(1)-GJR-GARCH(1,1)	0,013	0,996	0,011	0,008	0,911	0,010
	AR(1)-EGARCH(1,1)	0,016	0,988	0,007	0,000	0,914	0,017

Źródło: obliczenia własne.

Bootstrapowe prawdopodobieństwa testowe bliskie zero dla strategii wykorzystującej sygnały kupna i strategii mieszanej nie pozwalają na wyjaśnienie wysokich przeciętnych wartości średnich warunkowych stóp zwrotu z inwestycji w złoto dla strategii zorientowanej na kupno i strategii mieszanej (niezależnie od stosowania filtracji sygnałów kupna i sprzedaży). Z kolei bootstrapowe prawdopodobieństwa testowe przekraczające 95% w przypadku strategii inwestycyjnej zorientowanej na spadki cen złota nie dają możliwości wyjaśnienia niskich przeciętnych stóp zwrotu dla tej strategii. Najwięcej wartości symulacyjnego p -value mniejszych od 95% (ale większych od 5%) zaobserwowano w przypadku strategii „sprzedaj” z opcją filtracji sygnałów kupna i sprzedaży (por. tab. 3), co świadczy o braku istotnych różnic po-

między „oryginalnymi” i replikowanymi stopami zwrotu. Wyniki te są zgodne z rezultatami w tabeli 1: stosując strategię inwestycyjną „sprzedaj” wraz z filtracją słabych sygnałów, w większości konfiguracji parametrów q i b inwestycja w złoto nie przyniesie istotnie wyższego dochodu od tego, który zapewniłaby oczekiwana stopa zwrotu. W przypadku pozostałych strategii inwestycyjnych wyniki symulacyjnego p -value również są zgodne z rezultatami uzyskanymi za pomocą klasycznych testów istotności, które wskazują na występowanie istotnych różnic pomiędzy średnimi warunkowymi stopami zwrotu i oczekiwaną stopą zwrotu z inwestycji w złoto. Można więc przyjąć, że stosując strategię „kupuj” lub strategię mieszaną na rynku złota, inwestor osiągnie istotnie wyższy dochód od tego, jaki zapewnia mu oczekiwana stopa zwrotu.

5. Podsumowanie

W artykule wykorzystano narzędzia analizy technicznej do zbadania, czy możliwe jest zrealizowanie ponadprzeciętnych zysków z inwestycji w złoto w krótkim okresie. Otrzymane rezultaty badań potwierdziły taką możliwość, przy czym najbardziej dochodową okazała się strategia zorientowana na kupno złota. Stwierdzono dodatkowo, że stosowanie 1-procentowego odchylenia od poziomów wsparcia i oporu, jak i zwiększanie wartości parametru q w stosowanej metodzie TRB zwiększa przeciętną warunkową stopę zwrotu. Statystyczna istotność wyników badań została potwierdzona zarówno w klasycznych testach istotności, jak i poprzez badania symulacyjne. Konieczność przeprowadzenia tych ostatnich wynikała z faktu, że rozkłady stóp zwrotu z inwestycji w złoto nie spełniały założeń wymaganych przy stosowaniu testu istotności t . Wyniki obu metod badawczych okazały się zgodne i w przeważającej większości rozpatrywanych scenariuszy inwestycyjnych wynikających z przyjętej strategii inwestycyjnej pozytywnie zweryfikowały hipotezę o efektywności inwestowania w złoto w krótkim terminie. Co więcej, konkluzja ta okazała się niezależna od wyboru konkretnego modelu klasy GARCH stosowanego do replikacji stóp zwrotu w badaniach symulacyjnych. Zatem stosując przyjętą metodę badania, wykazano, że istnieją efektywne strategie krótkoterminowych inwestycji w złoto. Za mocną stroną przedstawionego podejścia badawczego należy uznać potwierdzenie efektywności metod analizy technicznej na drodze wnioskowania statystycznego. Niektóre z omówionych strategii inwestycyjnych w złoto mogą być rekomendowane inwestorom jako ciekawa alternatywa dla inwestycji w tradycyjne walory giełdowe czy ewentualnie jako jedna z opcji dywersyfikacji portfela inwestycyjnego.

Wydaje się, że otrzymane wyniki mogą stanowić inspirację do dalszych badań nad efektywnością inwestowania w złoto, w których punktem odniesienia może być np. stopa zwrotu ze strategii „kup i trzymaj”.

Literatura

- Bachowski C., Kudelko J., Wirth H., 2011, *Ocena światowego rynku górniczych projektów zasobowych metali nieżelaznych*, Zeszyty Naukowe Instytutu Gospodarki Surowcami Mineralnymi i Energii Polskiej Akademii Nauk, nr 81.
- Balsara N., Carlson K., Rao V.N., 1996, *Unsystematic Futures Profits with Technical Trading Rules: A case for Flexibility*, Journal of Financial and Strategic Decisions, vol. 9, no. 1.
- Bollerslev T., 1986, *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, vol. 31.
- Borowski K., 2008, *Rynek złota i monet*, [w:] I. Pruchnickia-Grabias (red.), *Inwestycje alternatywne*, CeDeWu, Warszawa.
- Brock W., Lakonishok J., LeBaron B., 1992, *Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns*, Journal of Finance, vol. 47.
- Campbel H.M., 2011, *Simple Technical Trading Rules on the JSE Securities Exchange of South Africa*, part 2, Proceedings of the World Congress on Engineering, vol. 1.
- Filipowicz E., 2010, *Inwestycje w złoto jako alternatywna forma lokowania kapitałów na rynku polskim*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia, nr 29.
- Fiszeder P., 2009, *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe UMK w Toruniu, Toruń.
- Glosten L., Jagannathan R., Runkle D., 1993, *On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks*, Journal of Finance, vol. 48.
- Górska A., 2011, *Zastosowanie narzędzi analizy technicznej w bezpośrednim i pośrednim inwestowaniu w towary*, Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego, vol. 11, nr 26.
- Isakov D., Hollistein M., 1999, *Application of simple technical trading rules to Swiss stock prices: Is it profitable?*, Financial Markets and Portfolio Management, vol. 13, no. 1.
- Lineesh M.C., Minu K. K., Jessy John C., 2010, *Analysis of Nonstationary Nonlinear Economic Time Series of Gold Price a Comparative Study*, International Mathematical Forum, vol. 5, no. 34.
- Mensi W., Beljid M., Boubaker A., Managi S., 2013, *Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold*, Munich Personal RePEc Archive, Paper no. 44395, posted 12.
- Nelson D., 1991, *Conditional heteroskedasticity in assets returns: A new approach*, Econometrica, vol. 59, no. 2.
- Pring M.J., 1998, *Podstawy analizy technicznej*, WIG-press, Warszawa.
- Sopipan N., Sattayatham P., Premanode B., 2012, *Forecasting Volatility of Gold Price Using Markov Regime Switching and Trading Strategy*, Journal of Mathematical Finance, vol. 2.
- Trzpiot G., Krężolek D., 2012, *Jednoczynnikowy model Sharpe'a – analiza empiryczna na przykładzie wybranych walorów rynku metali nieżelaznych*, „Analiza szeregów czasowych a statystyczny pomiar ryzyka”, Studia Ekonomiczne, nr 91, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice.
- <http://www.goldfixing.com/> (21.05.2013).

THE EFFECTIVENESS OF SHORT-TERM INVESTMENT IN GOLD

Summary: There is a common belief that investment in gold generates income primarily in the long term. Investment in the precious metal that occurs in the market in the form of gold bars or bullion coins is considered to be particularly safe in times of economic or political crises or even military conflicts. The question is whether and to what extent investment in gold can be profitable in the short term? This paper can be seen as an attempt to answer this question. This article aims to examine whether the technical trading rules are effective in the study of gold prices. The Trading Range Break (TRB) rules were taken into consideration in the research. The results will allow to identify the distributions of conditional return on the investment in gold. The use of statistical tests and bootstrap simulation method allows to investigate the effectiveness of the analyzed investment strategies.

Keywords: gold, financial investments, bootstrap method.