

Szymon Lewandowski
89204@student.ue.poznan.pl
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Kierunek: Finanse, audyt, inwestycje
Rok: II, I stopień
Artykuł recenzowany

Analiza czynników kształtujących cenę funduszu ETF na złoto

Złoto od wieków pełni rolę aktywa kojarzonego ze stabilnością finansową. Współcześnie jednak jego postrzeganie uległo zmianie. Nie jest ono już wyłącznie fizycznym kruszczem przechowywanym w skarbcach, lecz również instrumentem finansowym funkcjonującym na rynkach kapitałowych. Do zmiany postrzegania tego metalu przyczyniły się m.in. fundusze ETF. Choć fundusze te są oparte na fizycznym kruszcu, ich codzienne notowania żyją swoim własnym giełdowym rytmem, który może różnić się od wyceny fizycznego złota. Warto więc zadać pytanie, co tak naprawdę steruje dziennymi wahaniami cen największego z nich? Niniejszy artykuł ma na celu analizę determinant wyceny akcji w największym funduszu ETF z ekspozycją na złoto.

Złoto jako aktywo safe haven

Złoto jako aktywo inwestycyjne postrzegane jest jako tzw. safe haven, co można tłumaczyć jako bezpieczna przystań. Aktywa typu safe haven definiuje się jako instrumenty, które w okresach silnych turbulencji rynkowych wykazują niską lub ujemną korelację z innymi klasami aktywów, takimi jak akcje czy obligacje (Ghazali i in., 2013). Oznacza to, że gdy tradycyjne rynki finansowe gwałtownie tracą na wartości, cena złota rośnie lub przynajmniej utrzymuje swój poziom. Chroni to wartość portfela inwestycyjnego i rekompensuje straty. Warto odróżnić pojęcie bezpiecznej przystani od pojęcia zabezpieczenia (*hedge*), które polega na ujemnej korelacji z innymi aktywami w ujęciu średnioterminowym niezależnie od tego, czy rynek jest w stanie kryzysu, czy spokoju (Beckmann i in., 2014, s. 4).

Dlaczego duża część inwestorów wybiera złoto w czasach kryzysu? Przede wszystkim złoto ma wartość wewnętrzną (*intrinsic value*) - jest trwałe, rozpoznawalne, nadające się do długotrwałego przechowywania, podzielne i w przeciwieństwie do walut fiducjarnych czy papierów wartościowych, nie niesie za sobą ryzyka kredytowego ani ryzyka niewypłacalności

drugiej strony. Ta ostatnia cecha dotyczy jednak tylko złota fizycznego. W przypadku inwestowania w tzw. „papierowe” złoto zawsze występuje choćby minimalne ryzyko niewypłacalności drugiej strony. W czasie kryzysów banki centralne często obniżają stopy procentowe i zwiększają podaż pieniądza, co bywa postrzegane przez uczestników rynku jako czynnik mogący prowadzić do wyższej inflacji i osłabienia waluty. Złoto jest postrzegane jako „twardy” pieniądz, który chroni przed spadkiem siły nabywczej i stanowi zabezpieczenie przed inflacją (Peytavin i Toschi, 2026). W dobie napięć politycznych rezerwy walutowe państw mogą zostać zamrożone. Złoto jest uważane za aktyw neutralne, dlatego w okresach niepewności część banków centralnych zwiększa jego zakupy, a to może podwyższać jego cenę. Wzrost popytu na złoto w okresach niepewności można również wyjaśnić z perspektywy finansów behawioralnych. W sytuacjach podwyższonego ryzyka inwestorzy wykazują większą awersję do strat, co skłania ich do przenoszenia kapitału w kierunku aktywów postrzeganych jako bezpieczne. Działa tutaj również hipoteza nadreaktywności (*overreaction hypothesis*), która zakłada, że ludzie mają skłonność do nadmiernego reagowania na niespodziewane wiadomości i wydarzenia, niezależnie od tego, czy mają one charakter pozytywny, czy negatywny. W obliczu negatywnych informacji inwestorzy wpadają w panikę i wyprzedają akcje, irracjonalnie pompując kapitał w bezpieczne aktywa (Potrykus i Poręba, 2025, s. 42-43). Środowisko naukowe dogłębnie bada zjawisko złota jako bezpiecznej przystani. D. G. Baur i B. M. Lucey (2010) dowiedli, że złoto faktycznie działa jako aktyw safe haven dla rynków akcji w Stanach Zjednoczonych i w Europie (m.in. w Wielkiej Brytanii i Niemczech) w czasach ekstremalnie negatywnych warunków na giełdzie. Zauważyli oni także, że zasada ta nie zawsze sprawdza się na rynkach wschodzących, a efekt ten ma zazwyczaj charakter krótkotrwały - cena złota reaguje wzrostem na natychmiastowy szok, ale zjawisko to szybko zanika. Jak wskazują Potrykus i Poręba (2025), dla amerykańskich indeksów S&P 500 i Dow Jones progmem krytycznym jest spadek rzędu 3%. Dopiero taka skala wyprzedaży uruchamia reakcję łańcuchową, która potrafi windować ceny złota nawet przez kolejne 21 dni, podczas gdy mniejsze korekty (poniżej 2%) rynek zazwyczaj ignoruje. Siemaszkiewicz (2021) porównała zachowanie aktywów podczas globalnego kryzysu finansowego z 2008 roku oraz pandemii COVID-19. Jej badania potwierdzają, że złoto było jedynym instrumentem, który skutecznie i konsekwentnie chronił inwestorów przed stratami na giełdach europejskich w obu tych skrajnie różnych kryzysach. Dla porównania, inne popularne bezpieczne przystanie, takie jak frank szwajcarski, sprawdziły się w 2008 roku, ale zawiodły podczas pandemii. W warunkach

gwałtownej paniki rynkowej złoto może czasowo stracić swoją funkcję ochronną. Konieczność szybkiego uzupełnienia depozytów zabezpieczających zmusza inwestorów korzystających z dźwigni finansowej do sprzedaży najbardziej płynnych aktywów. Mechanizm ten opisują Brunnermeier i Pedersen (2009), wskazując, że problemy z płynnością finansowania mogą prowadzić do przymusowej likwidacji pozycji i dalszego pogorszenia płynności rynku. W takich warunkach sprzedaż udziałów funduszy ETF może zwiększać presję na ceny złota, powodując jego krótkotrwałą przecenę, niezwiązaną bezpośrednio ze zmianą długoterminowych fundamentów tego rynku. Całość obrazu warto dopełnić perspektywą finansów behawioralnych badanych m.in. przez Ghazali, Lean i Bahari w kontekście malezyjskim oraz innych badaczy w Indiach. Okazuje się, że niektórzy inwestorzy postrzegają złoto przez pryzmat tzw. księgowania mentalnego (*mental accounting*). Polega to na tym, że oddzielają oni fizyczne złoto od reszty swojego portfela, traktując je jako fundusz na czarną godzinę, którego nie ruszają ani podczas hossy, ani podczas spadków cen (Gangwar i Jain, 2025).

Charakterystyka i funkcjonowanie rynku funduszy ETF na złoto

Fundusze ETF (*Exchange Traded Funds*) to fundusze inwestycyjne, których portfele składają się z aktywów odzwierciedlających wartość określonego instrumentu bazowego. W przypadku ETF-ów na złoto fundusz odwzorowuje cenę złota, najczęściej poprzez fizyczne posiadanie kruszcu lub wykorzystanie instrumentów pochodnych. Zamiast zmagać się z kosztownym transportem sztabek czy wysokim progiem wejścia na rynek kontraktów futures, inwestorzy zyskali możliwość operowania udziałami, które - choć notowane jak zwykłe akcje - wiernie odwzorowują cenę metalu.

Zanim powstały fundusze ETF, inwestor chcący zarabiać na złocie miał dwa wyjścia: na rynku fizycznym lub na rynku kontraktów terminowych futures. Pierwsza z tych możliwości była bardzo kosztowna dla inwestora indywidualnego. Druga, ze względu na konieczność posiadania znacznego kapitału, była przeznaczona wyłącznie dla profesjonalistów i inwestorów instytucjonalnych. Choć pierwsze nowoczesne fundusze ETF pojawiły się na początku lat 90. (w 1990 roku w Kanadzie oraz indeks SPY w USA w 1993 roku), przez długi czas opierały się one wyłącznie na rynkach akcji. Złoto stało się pierwszym surowcem, który postanowiono poddać sekurytyzacji, czyli przekształceniu fizycznego kruszcu w płynny instrument finansowy (papier wartościowy). Sama koncepcja stworzenia ETF-a dedykowanego rynkowi złota narodziła się formalnie w Indiach. W maju 2002 roku indyjska firma Benchmark

Asset Management Company Private Ltd złożyła oficjalną propozycję utworzenia takiego funduszu do tamtejszej Komisji Papierów Wartościowych i Giełd (SEBI). Firma ta doprowadziła później do debiutu pierwszego w Indiach funduszu na złoto o nazwie GoldBeES (ETF Global Investor, 2011).

Przełom dla tego rynku nastąpił w 2003 roku, kiedy to na Australijskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (ASX) zadebiutował pierwszy na świecie fundusz o nazwie Gold Bullion Securities. To właśnie wtedy inwestorzy otrzymali dostęp do „elektronicznego złota”, co pozwoliło całkowicie znieść bariery wejścia i zdjąć z kupujących ciężar logistyki oraz kosztownego ubezpieczania kruszcu. Niedługo po debiucie w Australii, rewolucja dotarła do Stanów Zjednoczonych. 18 listopada 2004 roku zarządzająca aktywami firma State Street Global Advisors, współpracująca ze Światową Radą Złota, wprowadziła na nowojorską giełdę NYSE fundusz pod pierwotną nazwą streetTRACKS Gold Shares. W maju 2008 roku fundusz ten zmienił nazwę na SPDR Gold Shares (ticker GLD) i przeniósł notowania na giełdę NYSE Arca. Skalę tego ruchu najlepiej obrazuje fakt, że GLD w krótkim czasie zdominował światowe zestawienia funduszy, stając się na moment największym ETF-em we wszystkich kategoriach aktywów (BlackRock, 2012). To wejście na rynek w USA przekształciło fundusze ETF z produktu niszowego w instrument głównego nurtu.

Udziały w funduszu tego typu są w pełni zabezpieczone fizycznym kruszcem i można nimi handlować na giełdach papierów wartościowych dokładnie w taki sam sposób, jak akcjami zwykłych spółek (SPDR Gold Trust, 2014). Wartość pojedynczej akcji (zwykle stanowiąca pewien ułamek uncji złota) jest ściśle powiązana z ceną spot złota, pomniejszoną o koszty operacyjne funduszu. Akcje GLD nie generują dywidend, a ich wartość rośnie i spada wyłącznie wraz z rynkowymi notowaniami metalu (SPDR Gold Trust, 2022, s. 14). Aby cena akcji ETF-a na giełdzie ściśle odpowiadała faktycznej wartości kruszcu i aby fundusz zapewniał odpowiednią płynność, stosuje się mechanizm kreacji i umarzania udziałów (SPDR Gold Trust, 2022, s. 20-23). Proces ten opiera się na działaniach wyselekcjonowanych instytucji, zwanych Autoryzowanymi Uczestnikami (*Authorized Participants, APs*), którymi są zazwyczaj duże banki, instytucje finansowe lub brokerzy. Wśród Autoryzowanych Uczestników są m.in. Goldman Sachs, J.P. Morgan oraz Morgan Stanley (SPDR Gold Trust, 2022, s. 5). Indywidualny inwestor detaliczny nie może samodzielnie wymieniać akcji GLD na fizyczne złoto, może jedynie kupować i sprzedawać akcje na rynku wtórnym (State Street Global Advisors, 2026).

Kreacja (tworzenie) udziałów odbywa się w sposób następujący: Kiedy na giełdzie rośnie popyt na akcje funduszu i inwestorzy chcą je kupować, Autoryzowany Uczestnik składa zlecenie u powiernika funduszu na utworzenie nowego pakietu akcji. Mechanizm ten opiera się na tworzeniu tzw. koszyków (*baskets*). Jeden koszyk to zawsze blok 100 tys. akcji. Aby fundusz wyemitował taki koszyk, AP musi dostarczyć i zdeponować na koncie funduszu wymaganą ilość fizycznego złota. Po zaksięgowaniu kruszcu w skarbcu, fundusz wydaje Autoryzowanemu Uczestnikowi nowo utworzone akcje, które ten z kolei może sprzedać na rynku giełdowym (SPDR Gold Trust, 2014).

Umorzenie (wykup) udziałów działa odwrotnie. Gdy inwestorzy masowo wyprzedają akcje, Autoryzowany Uczestnik może skupić z giełdy koszyk 100 tys. akcji i zwrócić je do funduszu w celu ich umorzenia. W zamian za umorzenie tych akcji, fundusz transferuje Autoryzowanemu Uczestnikowi odpowiadającą im ilość fizycznego złota ze swojego skarbcza.

Opisany mechanizm kreacji i umarzania udziałów jest w zasadzie formą arbitrażu rynkowego. Kiedy cena GLD odchyła się od wartości aktywów netto, Autoryzowani Uczestnicy wykorzystują tę różnicę dla własnego zysku, a ich masowe transakcje kupna lub sprzedaży naturalnie korygują rynkową nierównowagę. Dzięki presji arbitrażowej wywieranej przez Autoryzowanych Uczestników, wycena „papierowego” złota na giełdzie jest praktycznie idealnie zsynchronizowana z ceną kruszcu fizycznego.

Złoto zasilające fundusz dostarczane jest bezpośrednio przez Autoryzowanych Uczestników podczas procesu kreacji nowych udziałów. Instytucje te kupują fizyczny kruszec na globalnym hurtowym rynku złota (przede wszystkim na pozagiełdowym rynku OTC w Londynie) (SPDR Gold Trust, 2022, s. 18). Złoto dostarczane do funduszu podlega niezwykle rygorystycznym regulacjom. Sztabki muszą bezwzględnie spełniać standard London Good Delivery, wyznaczony przez London Bullion Market Association (LBMA). Oznacza to, że muszą to być duże sztabki o wadze od 350 do 430 uncji trojańskich¹ (zazwyczaj około 400 uncji) (SPDR Gold Trust, 2022, s. 18). Kruszec musi posiadać minimalną próbę czystości wynoszącą 995 na 1000 (99,5%) oraz unikalny numer seryjny. Pod koniec każdego dnia roboczego, 100% kruszcu będącego własnością funduszu spoczywa na tzw. koncie alokowanym (*allocated account*). Oznacza to, że fundusz ma przypisane do siebie konkretne, zidentyfikowane po numerze

¹ Uncja trojańska (spotykana także pod nazwą uncja jubilerska, oznaczana jako „oz t” lub skrótowo „oz”) służy do określania wagi metali oraz kamieni szlachetnych. Jedna uncja trojańska jest równa 31,1034768 gramów (Mennica Polska, 2025).

seryjnym sztabki, do których ma pełne prawo własności i do których roszczeń nie mają żadne inne podmioty (State Street Global Advisors, 2026). Fundusz w żadnych okolicznościach nie pożycza, nie leasinguje ani nie handluje swoimi zasobami. Ponadto, skarbcowe zasoby są kontrolowane i zliczane przez zewnętrznych, niezależnych audytorów co najmniej dwa razy do roku (Bureau Veritas, 2025).

Metodologia i dobór zmiennych

Celem przeprowadzonego badania empirycznego jest identyfikacja czynników determinujących wycenę złota w ramach funduszy ETF. Wykorzystanym do weryfikacji postawionych hipotez narzędziem badawczym jest model wielorakiej regresji liniowej, szacowany za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Wyjściowe równanie modelu ekonometrycznego przyjmuje postać:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon$$

gdzie:

Y - dzienna stopa zwrotu akcji funduszu

β_0 - wyraz wolny modelu

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ - parametry strukturalne modelu

X_1 - przepływy kapitałowe (zmiana rezerw fizycznych)

X_2 - dzienny wolumen obrotu

X_3 - premia/dyskonto średniej ceny GLD w stosunku do wartości orientacyjnej GLD

X_4 - indeks zmienności GVZ

W badaniu przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$. Dla większości zmiennych w modelu wykorzystano zlogarytmowane przyrosty, rezygnując z estymacji na surowych notowaniach rynkowych. Zastosowanie logarytmicznych przyrostów wynikało z potrzeby spełnienia założeń klasycznej metody najmniejszych kwadratów oraz z charakterystyki finansowych szeregów czasowych. Taka transformacja przynosi wiele korzyści. Przede wszystkim zlogarytmowanie zmiennych rozwiązuje problem jednostek, w jakich mierzone są surowe dane - w modelu logarytmiczno-liniowym współczynniki stają się elastycznościami. Oznacza to, że mierzą one stałą, procentową zmianę zmiennej objaśnianej wywołaną jednoprocentową zmianą zmiennej objaśniającej (Greene, 2003, s. 123). W przypadku obliczania zlogarytmowanych przyrostów tak przekształcone obserwacje modelują bezpośrednio stopy wzrostu, reprezentując

proporcjonalne, procentowe zmiany zmiennej z okresu na okres. Innym argumentem przemawiającym za zastosowaniem zlogarytmowanych przyrostów jest konieczność eliminacji ryzyka wystąpienia zjawiska regresji pozornej. Surowe finansowe szeregi czasowe wykazują z reguły charakter niestacjonarny, często przyjmując postać procesu błędzenia losowego, który pozbawiony jest tendencji powrotu do średniej. Estymacja modelu na takich danych niosłaby ze sobą wysokie prawdopodobieństwo wykrycia fałszywej korelacji, wynikającej wyłącznie ze współbieżności długoterminowych trendów (Greene, 2003, s. 632-646). Co więcej, zabieg logarytmowania przyrostów koryguje prawostronną asymetrię rozkładów (Yang, 2023, s. 1). Samo przekształcenie szeregów czasowych nie zawsze gwarantuje usunięcie pierwiastka jednostkowego. Dlatego wszystkie analizowane zmienne poddano testowi ADF z uwzględnieniem wyrazu wolnego. Wyniki wskazują na stacjonarność badanych szeregów. Empiryczne statystyki testowe ukształtowały się na następujących poziomach: dla zmiennej zależnej Y ($\tau_c = -27,37$), dla zmiennej niezależnej X_1 ($\tau_c = -5,80$), dla zmiennej niezależnej X_2 ($\tau_c = -11,98$), dla zmiennej niezależnej X_3 ($\tau_c = -13,57$) oraz dla zmiennej niezależnej X_4 ($\tau_c = -15,10$). We wszystkich przypadkach uzyskano wartość $p < 0,001$, co pozwala odrzucić hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Badane szeregi spełniają warunek stacjonarności, co ogranicza ryzyko regresji pozornej.

Dane empiryczne wykorzystane w badaniu obejmują okres od 2 marca 2021 roku do 2 marca 2026 roku. Skonstruowana próba badawcza liczy 1256 dziennych obserwacji, co obejmuje wszystkie dni sesyjne w analizowanym pięcioletnim okresie. Zmienną zależną w modelu jest dzienna logarytmiczna stopa zwrotu obliczona na podstawie ceny zamknięcia akcji funduszu SPDR Gold Trust. Wybór tej zmiennej pozwala na śledzenie rynkowych wahań wyceny „papierowego” złota i jest głównym punktem odniesienia dla pozostałych czynników. Zmienna niezależna X_1 modelu przedstawia dynamikę zmian fizycznych rezerw funduszu. Została skonstruowana w oparciu o raporty dotyczące ilości fizycznego kruszcu w skarbcu wyrażone w tonach. Wzrost tej zmiennej oznacza zwiększoną kreację nowych udziałów funduszu przez Autoryzowanych Uczestników (napływ kapitału), podczas gdy spadek sygnalizuje proces ich umarzania (odpływ kapitału). Zmienna niezależna X_2 to zlogarytmowany przyrost dziennych wolumenów obrotu akcjami funduszu ETF na rynku wtórnym. Zmienna ta ma za zadanie informować o bieżącej płynności rynkowej oraz ogólnym zainteresowaniu inwestorów handlem w danym dniu, niezależnie od kierunku transakcji. Zmienną niezależną X_3 jest premia/dyskonto średniej ceny akcji GLD w stosunku do wartości akcji GLD. Reprezentuje

rynkową nierównowagę, a obliczana jest jako różnica między giełdową ceną akcji a jej rzeczywistą wartością aktywów netto (NAV). Jej obecność w modelu regresji ma na celu zweryfikowanie hipotezy o efektywności mechanizmu kreacji i umarzania, który powinien wymuszać szybki powrót odchyleń do poziomu równowagi. Co istotne, zmienna X_3 jako jedyna została zachowana w swojej surowej, nielogarytmowanej postaci. Wynika to z faktu, że funkcja logarytmiczna jest zdefiniowana wyłącznie dla liczb dodatnich, a premia i dyskonto przyjmują formę odchyleń oscylujących wokół zera (premia, gdy zmienna przyjmuje wartości dodatnie, a dyskonto, gdy zmienna przyjmuje wartości ujemne), co czyni transformację logarytmiczną niemożliwą z matematycznego punktu widzenia. Próba zastosowania modeli opartych na logarytmach do danych zawierających wartości niedodatnie jest wykluczona, ponieważ wymagałoby to obliczenia nieistniejącego logarytmu z tych wartości. Ostatnią zmienną niezależną modelu (X_4) jest tzw. indeks strachu, wyrażony w postaci wskaźnika CBOE Gold ETF Volatility Index (GVZ). Odzwierciedla on rynkowe oczekiwania dotyczące przyszłej, 30-dniowej zmienności cen akcji funduszu GLD. Wykorzystanie tego wskaźnika pozwala zbadać, czy niepewność związana z rynkiem złota wpływa na wycenę funduszu. Wyższe wartości GVZ oznaczają oczekiwania większych wahań cen w przyszłości. Obecność tej zmiennej w modelu ma sprawdzić, czy wzrost oczekiwanej zmienności wiąże się ze zmianami wyceny funduszu. Pozwala to lepiej ocenić zależność między oczekiwaną zmiennością rynku złota a stopami zwrotu z inwestycji w fundusz GLD.

Zmienna zależna oraz indeks strachu GVZ (X_4) odzwierciedlają wyceny rynkowe z godziny 16:00 EST, czyli momentu zamknięcia handlu na giełdzie w Nowym Jorku. Parametr X_3 obliczany jest natomiast na podstawie różnicy między średnią ceną akcji a jej wartością orientacyjną, ustaloną o godzinie 16:15 czasu nowojorskiego. Z tego względu zależność między X_3 a Y należy interpretować jako współzależność statystyczną, a nie jako relację przyczynową lub predykcyjną. Zmienna dotycząca rezerw kruszcu (X_1) opiera się na stanie skarbcza raportowanym przez powiernika na koniec danego dnia operacyjnego. Różnice w czasie pomiaru wartości zmiennych są ograniczone do możliwego minimum wynikającego z dostępności danych źródłowych.

W analizie danych finansowych założenia klasycznej metody najmniejszych kwadratów są niemal zawsze naruszane, co czyni błędy standardowe modelu mało wiarygodnymi. Ważnym elementem doboru narzędzi badawczych była diagnostyka reszt modelu KMNK. Ze względu na możliwość występowania autokorelacji i heteroskedastyczności składnika losowego

zastosowano odporny estymator macierzy kowariancji Neweya-Westa (HAC) (Greene, 2003, s. 267–276). Estymator ten koryguje błędy standardowe oszacowanych parametrów, nie zmieniając ich wartości w modelu OLS. Nie eliminuje on problemu endogeniczności ani nie wpływa na rozkład reszt. Jego zastosowanie ma na celu zwiększenie wiarygodności testów istotności i wnioskowania statystycznego. Uzasadnienie wykorzystania estymatora HAC, wynikające z testu White’a, oraz przyjęty rząd opóźnienia przedstawiono w sekcji dotyczącej wyników badań.

Wyniki badań empirycznych

Tabela 1 prezentuje statystyki opisowe dla 1256 dziennych obserwacji zmiennych wykorzystanych w badaniu. Średnie wartości badanych zmiennych są bardzo bliskie zeru. Wynika to z zastosowania dziennych przyrostów logarytmicznych, które zazwyczaj przyjmują niewielkie wartości. Otrzymany rezultat wskazuje, że pojedyncze dzienne zmiany cen i pozostałych analizowanych wielkości mają relatywnie małą skalę. Nie oznacza to jednak, że zmienne są pozbawione znaczenia ekonomicznego, ponieważ nawet niewielkie przyrosty mogą wykazywać zmienność i współzależności istotne z punktu widzenia modelu. Analiza skośności i kurtozy wskazuje, że zmienna objaśniana oraz zmienne objaśniające X_1 , X_3 oraz X_4 charakteryzują się rozkładem leptokurtycznym. Ekstremalnie wysoka kurtoza dla zmiennej X_3 odzwierciedla rynkową naturę arbitrażu na rynku funduszy ETF. Odchylenia wyceny są zazwyczaj minimalne i powracają do normy szybko, jednak w momentach skrajnej paniki rynkowej potrafią przyjmować rzadko spotykane, ekstremalne wartości. Zidentyfikowany na podstawie statystyk brak normalności rozkładów (wysoka leptokurtyczność) jest zjawiskiem typowym dla szeregów finansowych. Odzwierciedla on występowanie tzw. grubych ogonów i podatność rynku na nagłe, ekstremalne szoki.

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych modelu

Zmienna	Średnia	Odchylenie standardowe	Mediana	Kurtoza	Skośność
Y	0,0008835	0,0108196	0,0007808	10,6984	-0,9228
X_1	0,0000123	0,0034042	0	10,1528	1,8948
X_2	0,0003074	0,3812532	-0,0075119	-0,0383	0,1478
X_3	-0,0053372	0,0366544	-0,0047	43,8473	-0,1228

X₄	0,0003904	0,0468471	-0,0046943	4,2888	1,0303
----------------------	-----------	-----------	------------	--------	--------

Źródło: opracowanie własne

Estymację parametrów rozpoczęto od modelu bazowego, który uwzględniał wszystkie zdefiniowane zmienne objaśniające. Wyniki wskazały, że zmienna dotycząca wolumenu obrotu (X_2) nie była statystycznie istotna. Usunięcie zmiennej wyłącznie na podstawie wartości p mogłoby jednak prowadzić do nadmiernego dopasowania modelu do konkretnej próby badawczej. Z tego względu zrezygnowano z klasycznej regresji krokowej. Przy zastosowaniu odpornego estymatora uzyskano statystykę testową $F(1, 1251) = 2,24$ oraz wartość $p = 0,1347$. Wynik ten nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej przy poziomie istotności 5%, co oznacza, że nie stwierdzono statystycznie istotnej zależności między wolumenem obrotu a badaną zmienną zależną. Ze względu na statystyczną nieistotność zmiennej X_2 , potwierdzoną formalnym testem restrykcji liniowych, jako model docelowy przyjęto model zredukowany, natomiast model pełny posłużył jako punkt odniesienia potwierdzający stabilność oszacowań pozostałych zmiennych. Tabela 2 przedstawia parametry modelu pełnego i zredukowanego. W nawiasach podano wartości odpornych błędów statystycznych (HAC). Symbol *** oznacza istotność statystyczną na poziomie $p < 0,01$. Porównanie obu modeli wskazuje na dużą stabilność uzyskanych wyników. Usunięcie zmiennej X_2 spowodowało jedynie niewielkie zmiany wartości współczynników pozostałych zmiennych. Kierunek i siła zależności dla przepływów kapitałowych, mechanizmu arbitrażowego oraz indeksu zmienności pozostały zbliżone w obu modelach. Oznacza to, że wyniki dotyczące tych zmiennych nie są silnie uzależnione od uwzględnienia wolumenu obrotu.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu bazowego oraz zredukowanego

Zmienna objaśniająca	Model bazowy	Model zredukowany
Wyraz wolny	0,00106*** (0,00025)	0,00106*** (0,00028)
X₁	0,51009*** (0,10915)	0,50930*** (0,08386)
X₂	-0,00171 (0,00114)	-
X₃	0,03975*** (0,00895)	0,03939*** (0,00771)
X₄	0,07245*** (0,01277)	0,06828*** (0,00609)
R-kwadrat	0,1527	0,1494

Źródło: opracowanie własne

Ostateczne równanie regresji, wykorzystywane do interpretacji zależności między zmiennymi, ma postać:

$$Y = 0,00106 + 0,50930X_1 + 0,03939X_3 + 0,06828X_4$$

Ze względu na zastosowanie transformacji logarytmicznej (zmiennych Y , X_1 oraz X_4), wyznaczone parametry należy bezpośrednio interpretować w kategoriach elastyczności. Współczynnik przy zmiennej X_1 wynosi w przybliżeniu 0,51. Dodatniej zmianie rezerw kruszcu o 1% towarzyszy średnio wyższa o 0,51% wycena akcji funduszu (*ceteris paribus*). Model wskazuje na współzależność statystyczną obu zjawisk. Wzmożony popyt zwiększa wycenę giełdową, co jednocześnie wymusza na Autoryzowanych Uczestnikach kreację nowych udziałów i fizyczny napływ kapitału. Jak wskazuje Wu (2025), przepływy kapitałowe i zmiany pozycji funduszy mogą wpływać na warunki popytu i podaży na rynku złota, jednak stanowią one tylko jeden z elementów szerszego mechanizmu kształtującego cenę metalu. W przypadku analizowanego modelu zależność ta jest statystycznie istotna, ale jej umiarkowana skala wskazuje, że na wycenę GLD wpływają również inne czynniki uwzględnione w modelu. Zmienna X_3 reprezentująca premię i dyskonto wykazuje istotną statystycznie dodatnią zależność ze stopą zwrotu. Odchylenia ceny jednostek ETF od wartości aktywów bazowych tworzą możliwości arbitrażowe, które mogą prowadzić do zwiększonej aktywności Autoryzowanych Uczestników. Ich działania mają na celu ograniczanie różnic między ceną rynkową funduszu a wartością jego aktywów, jednak skuteczność tego mechanizmu może zależeć od warunków rynkowych oraz ograniczeń dotyczących kapitału i zarządzania pozycjami (Kirilenko i in., 2025, s. 3-4). Autoryzowani Uczestnicy pełnią jednocześnie funkcję podmiotów zapewniających płynność oraz uczestniczących w procesie arbitrażu, dlatego ich aktywność może wpływać na kształtowanie się premii i dyskonta. W okresach zwiększonego popytu lub podaży przepływy kapitału między rynkiem ETF a aktywami bazowymi mogą dodatkowo wpływać na płynność i zmienność obu rynków. Ben-David, Franzoni i Moussawi (2018) wskazują, że handel jednostkami ETF może stanowić kanał przenoszenia szoków płynnościowych na rynek aktywów bazowych. Chociaż ich badania dotyczą przede wszystkim funduszy ETF opartych na akcjach, przedstawiony mechanizm może być wykorzystany jako punkt odniesienia również w analizie funduszy opartych na surowcach. W przypadku GLD oznacza to, że arbitraż może z jednej strony ograniczać różnice między ceną jednostki a wartością złota znajdującego się w aktywach funduszu, a z drugiej - poprzez przepływy kapitałowe wpływać na warunki panujące na rynku bazowym. Parametr przy zmiennej X_4 ,

reprezentującej indeks strachu GVZ, przyjął wartość około 0,07. Oznacza to, że wzrost oczekiwanej zmienności instrumentu bazowego o 1% wiąże się ze wzrostem wyceny akcji ETF o niespełna 0,07%, przy pozostałych czynnikach niezmiennych. Wynik ten wskazuje na dodatnią zależność między oczekiwaną zmiennością rynku złota a wyceną funduszu. Może to sugerować, że w warunkach większej niepewności inwestorzy zwiększają zainteresowanie tym instrumentem. Nie można jednak na tej podstawie stwierdzić, że wzrost ryzyka bezpośrednio przyciąga kapitał spekulacyjny ani że prowadzi do wyższych stóp zwrotu. Należy również podkreślić, że uzyskany wynik nie stanowi bezpośredniego dowodu na pełnienie przez złoto funkcji bezpiecznej przystani w ujęciu makroekonomicznym. GVZ mierzy bowiem oczekiwaną zmienność rynku złota, a nie ogólną awersję do ryzyka ani poziom niepewności na szerokim rynku akcji.

Statystyka $F(3, 1252)$ wynosi 51,497, a odpowiadająca jej wartość p wynosząca $2,19e-31$ jest asymptotycznie bliska zeru. Ponieważ powyższa wartość p jest znacznie mniejsza od przyjętego poziomu istotności (0,05), należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą o tym, że wszystkie współczynniki kierunkowe w modelu są jednocześnie równe zero. Oznacza to, że regresja jako całość jest wysoce istotna statystycznie. Współczynnik determinacji wyniósł 0,1494, co oznacza, że zmienne uwzględnione w modelu wyjaśniają około 15% zróżnicowania wyceny funduszu. Pozostała część zmienności wynika z innych czynników, które nie zostały uwzględnione w równaniu, a także z losowego charakteru zmian rynkowych. Uzyskany poziom R^2 należy interpretować z uwzględnieniem specyfiki danych finansowych, w których krótkookresowe zmiany cen są często trudne do wyjaśnienia za pomocą ograniczonej liczby zmiennych. Model nie obejmuje zatem wszystkich czynników wpływających na wycenę funduszu, ale pozwala zidentyfikować część obserwowalnych zależności między analizowanymi zmiennymi a jego wyceną. Uzyskane wyniki badania wskazują na brak problemu autokorelacji reszt rzędu pierwszego. Statystyka Durбина-Watsona wynosi 2,078. Wartość ta jest bardzo blisko wartości 2, co wskazuje na pożądany brak autokorelacji reszt pierwszego rzędu. Autokorelacja reszt (ρ_1) wynosi zaledwie -0,0398, co oznacza, że współzależność między resztą z okresu bieżącego a resztą z okresu poprzedniego jest pomijalnie niska.

Dokonano także oceny stałości wariancji składnika losowego oraz współliniowości między zmiennymi objaśniającymi. Test White'a wskazał na występowanie heteroskedastyczności ($TR^2 = 28,86$; $p = 0,000684$). W związku z tym zastosowanie estymatora HAC, który pozwala

uzyskać odporne błędy standardowe w obecności heteroskedastyczności i autokorelacji, jest uzasadnione. Wykorzystano jądro Bartletta oraz maksymalny rząd opóźnienia równy 8. Wartość ta została przyjęta zgodnie z domyślnym ustawieniem programu statystycznego dla zastosowanej procedury estymacji.

Współliniowość oceniono za pomocą współczynników VIF. Uzyskane wartości wyniosły 1,025 dla X_1 , 1,003 dla X_3 oraz 1,022 dla X_4 , co wskazuje na niski poziom współliniowości. Dodatkowo wskaźnik uwarunkowania w diagnostyce Belsleya-Kuha-Welscha wyniósł maksymalnie 1,188. Wyniki te sugerują, że w modelu nie występuje istotny problem współliniowości, a poszczególne zmienne objaśniające dostarczają odrębne informacje.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza obejmowała 1256 obserwacji, odpowiadających wszystkim dniom sesyjnym w badanym okresie. Taki zakres danych wiąże się jednak z pewnymi ograniczeniami interpretacyjnymi. Pięcioletni okres badania nie obejmuje pełnego cyklu koniunkturalnego, dlatego uzyskanych zależności nie należy automatycznie uogólniać na inne warunki gospodarcze i rynkowe. Wyniki opisują zależności obserwowane w analizowanym okresie i nie przesądzają o ich trwałości w przyszłości. W modelu stwierdzono dodatnią zależność między napływem kapitału, premią rynkową oraz oczekiwaną zmiennością a wyceną akcji funduszu. Spośród analizowanych zmiennych zmienna X_1 wykazuje najsilniejszą zależność statystyczną z rynkową stopą zwrotu. Wyniki wskazują również na istotną rolę mechanizmu arbitrażowego, który wiąże się z ograniczaniem odchyleń wyceny funduszu od jego wartości bazowej. Należy jednak traktować tę zależność jako wynik empiryczny modelu, a nie bezpośredni dowód skuteczności działań Autoryzowanych Uczestników w każdym przypadku. Dodatni współczynnik przy indeksie GVZ wskazuje natomiast, że wyższej oczekiwanej zmienności rynku złota towarzyszy wyższa wycena funduszu. Wynik ten pokazuje zależność między oczekiwaną zmiennością a wyceną funduszu, ale nie pozwala samodzielnie stwierdzić, że inwestorzy reagują na nią w sposób spekulacyjny. Sam wynik nie pozwala również potwierdzić, że złoto pełni funkcję bezpiecznej przystani. Aby dokładniej zbadać tę kwestię, należałoby uwzględnić również zmienne opisujące sytuację na szerokim rynku akcji, takie jak indeks S&P 500 lub wskaźnik zmienności VIX. Rozszerzenie modelu o te zmienne mogłoby być przedmiotem dalszych badań. Co ważne, intensywność handlu okazała się zmienną statystycznie nieistotną. Zastosowanie estymatora macierzy kowariancji Neweya-Westa (HAC) oraz wyniki testów

diagnostycznych zwiększają wiarygodność wnioskowania statystycznego. Otrzymane zależności należy jednak odnosić wyłącznie do analizowanej próby i badanego okresu.

Przeprowadzona analiza stwarza nowe wyzwania badawcze. Rynek funduszy ETF charakteryzuje się wzajemnymi zależnościami, które utrudniają jednoznaczne określenie kierunku oddziaływania poszczególnych czynników. Problem endogeniczności pozostaje istotnym ograniczeniem przeprowadzonej analizy. Zastosowany model KMNK z odpornym estymatorem pozwala opisać zależności między zmiennymi na koniec dnia giełdowego, jednak nie umożliwia ustalenia kolejności zmian zachodzących w trakcie sesji. Kierunkiem dalszych badań może być zastosowanie modeli autoregresji wektorowej (VAR).

Bibliografia

Baur, D. G. i Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *The Financial Review*, 45(2), 217-229. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x>

Beckmann, J., Berger, T. i Czudaj, R. (2014). Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach. *Ruhr Economic Papers*, 502. <https://doi.org/10.4419/86788576>

Ben-David, I., Franzoni, F., & Moussawi, R. (2018). Do ETFs Increase Volatility? *The Journal of Finance*, 73(6), 2471–2535.

BlackRock. (2012). *ETP landscape industry highlights August 2012*. https://web.archive.org/web/20131019213226/http://www.blackrockinternational.com/content/groups/internationalsite/documents/literature/etfl_industryhiligh aug12.pdf

Brunnermeier, M. K. i Pedersen, L. H. (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2201-2238.

Bureau Veritas. (2025). *Count of gold bullion* (Nr ref. UKWPM-25-00262).

ETF Global Investor. (2011). *Gold ETF*. <https://web.archive.org/web/20111009035807/http://www.etfglobalinvestor.net/gold-etf.php>

Gangwar, S. K. i Jain, P. K. (2025). Behavioural biases and gold investment decisions: An empirical analysis of retail investors in Rohilkhand region, India. *International Journal of Arts & Education Research*, 14(2), 388-407.

Ghazali, M. F., Lean, H. H. i Bahari, Z. (2013). Is gold a hedge or a safe haven? An empirical evidence of gold and stocks in Malaysia. *International Journal of Business and Society*, 14(3), 428-443.

Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (wyd. 5). Pearson Education. https://www.ctanujit.org/uploads/2/5/3/9/25393293/econometric_analysis_by_greence.pdf

Kirilenko, A., Kraus, W., Linton, O. i Xiao, M. (2025), *ETF (Mis)pricing*, Cambridge Working Papers in Economics, 2537.

MarketWatch. (b.d.). *SPDR Gold Trust (GLD) historical quotes*. <https://www.marketwatch.com/investing/fund/gld/download-data>

Mennica Polska. (2025). *Co to jest uncja trojańska?* <https://www.mennica.com.pl/produkty-inwestycyjne/poradnik-inwestora-lista/co-to-jest-uncja-trojanska-waga>

Peytavin, L. i Toschi, M. P. (2026). *Understanding gold and its role in portfolios*. J.P. Morgan Asset Management. <https://am.ipmorgan.com/gb/en/asset-management/institutional/insights/market-insights/market-updates/on-the-minds-of-investors/understanding-gold-in-portfolio/>

Potrykus, M. i Poręba, D. (2025). Negative shocks on the US capital market and the rate of return on investments in gold. *Krakow Review of Economics and Management / Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 3(1009), 41-57. <https://doi.org/10.15678/krem.18615>

Siemaszkiewicz, K. (2021). Safe haven instruments - a comparison between the global financial crisis and the COVID-19 pandemic. *Econometrics. Ekonometria. Advances in Applied Data Analysis*, 25(4). <https://doi.org/10.15611/eada.2021.4.01>

SPDR Gold Trust. (2014). *How SPDR Gold Shares are created and redeemed*. U.S. Securities and Exchange Commission. <https://www.sec.gov/Archives/edgar/data/1222333/000119312514286430/d767060dfwp.htm>

SPDR Gold Trust. (2022). *Prospectus: SPDR Gold Trust, SPDR Gold shares*. <https://files.spdrgoldshares.com/spdr-cms/2025-10/GLD Prospectus 10042022 as filed.pdf>

State Street Global Advisors. (2026). *SPDR Gold Trust GLD FAQ*. <https://www.ssga.com/library-content/products/fund-docs/etfs/us/tax-documents/gld-faq.pdf>

Wu, Q. (2025). The Relationship Between Gold ETF Holdings and Gold Price Dynamics. *Advances in Economics, Management and Political Sciences*, 233, 124-134.

Yang, J. (2023). *Interpreting regression coefficients for log-transformed variables*. Cornell Statistical Consulting Unit. https://cscu.cornell.edu/wp-content/uploads/log_variables.pdf