

Krzysztof Borowski

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
<https://orcid.org/0000-0003-0434-7573>

Determinanty stóp zwrotu z monet próbnych PRL na rynku aukcyjnym: analiza determinant z wykorzystaniem regresji hedonicznej

Streszczenie

W artykule zbadano determinanty długookresowych stóp zwrotu z monet próbnych PRL na rynku aukcyjnym. Analizą objęto 94 monety wyemitowane w latach 1964–1988, dla których wykorzystano dane transakcyjne z archiwum Warszawskiego Centrum Numizmatycznego z lat 1998–2025. Ceny początkowe i końcowe wyznaczono jako średnie kwartalne, a w części empirycznej zastosowano korelacje Pearsona i Spearmana, test Kruskala–Wallisa oraz modele OLS z odpornymi błędami HC3. Wyniki wskazują, że w segmencie monet srebrnych dodatnio ze stopą CAGR wiąże się masa czystego kruszcu, natomiast monety o tematyce sportowej osiągały niższe stopy zwrotu. W segmencie monet z metali nieszlachetnych większe znaczenie niż parametry fizyczne miał rok pierwszej transakcji, co podkreśla rolę czasu wejścia na rynek. Uzyskane rezultaty uzupełniają badania nad inwestycjami alternatywnymi w dobra kolekcjonerskie.

Słowa kluczowe: monety próbne PRL, inwestycje alternatywne, rynek aukcyjny, stopy zwrotu, regresja hedoniczna

Kody klasyfikacji JEL: G11, G12, D44, C51, Z11

1. Wprowadzenie

Rynek numizmatyczny i notafiliistyczny jest obecnie jednym z najbardziej rozpoznawalnych segmentów inwestycji alternatywnych – obok metali szlachetnych, dzieł sztuki, wina czy alkoholi kolekcjonerskich. W debacie o inwestowaniu w dobra kolekcjonerskie podkreśla się ich potencjał dywersyfikacyjny oraz możliwość ograniczania wahań wartości portfela inwestycyjnego. W praktyce skala tych korzyści zależy jednak od płynności rynku, przejrzystości informacji o jakości obiektu, szerokości grona nabywców, a także od kosztów transakcyjnych i czasu potrzebnego do sprzedaży.

Z punktu widzenia ekonomii i finansów użyteczne jest rozróżnienie podstawowych segmentów rynku monet. Po pierwsze, monety bulionowe – o standardowej zawartości kruszcu (np. 1 uncja lub jej ułamki) – których cena jest silnie skorelowana z notowaniami metalu bazowego (najczęściej złota lub srebra), a premia numizmatyczna ma zwykle znaczenie drugorzędne. Po drugie, monety kolekcjonerskie obejmujące emisje obiegowe (historyczne i współczesne) oraz emisje okolicznościowe. W ich przypadku o wartości decyduje przede wszystkim tzw. wartość numizmatyczna, na którą składają się m.in. rzadkość, tematyka i przynależność do serii, popyt kolekcjonerski, stan zachowania oraz proveniencja. Po trzecie, monety próbne, czyli egzemplarze wytwarzane w procesie przygotowania produkcji monetarnej (np. do testów technologicznych, wzorcowania parametrów, weryfikacji stempli), które w założeniu nie trafiają do obiegu i przez to mogą charakteryzować się ograniczoną dostępnością rynkową.

Analogiczne zróżnicowanie występuje na rynku banknotów. Wyróżnia się banknoty obiegowe (aktualne oraz wycofane), banknoty kolekcjonerskie oraz banknoty próbne. Specyfiką notafiliów jest to, że na cenę – obok rzadkości, tematu i stanu zachowania – może wpływać także numeracja (np. niski numer seryjny, poszukiwane układy cyfr, tzw. numery „radarowe” czy sekwencje powtarzalne) oraz jakość druku. Oznacza to, że nawet w obrębie jednego typu banknotu mogą występować istotne różnice cenowe, których źródłem nie jest „wartość materiałowa”, lecz preferencje kolekcjonerskie.

W warunkach polskich istotnym punktem odniesienia dla rynku kolekcjonerskiego są emisje Narodowego Banku Polskiego, natomiast obrót wtórny monetami i banknotami odbywa się m.in. poprzez domy aukcyjne, giełdy kolekcjonerskie oraz platformy internetowe. Jednocześnie – na tle rozbudowanej literatury dotyczącej akcji, obligacji czy surowców – opracowania naukowe z obszaru efektywności inwestowania w monety i banknoty pozostają relatywnie nieliczne. Wynika to m.in. z heterogeniczności obiektów, ograniczonej dostępności spójnych danych transakcyjnych, niejednorodnego opisu jakości (*grading*) oraz znaczących kosztów transakcyjnych, które w praktyce mogą istotnie obniżać stopę zwrotu.

Celem niniejszego badania jest identyfikacja i ocena wpływu cech monet próbnych wyemitowanych w okresie Polski Ludowej na ich długookresowe stopy zwrotu mierzone wskaźnikiem CAGR. Podjęcie takiej analizy jest zasadne, ponieważ segment monet próbnych łączy cechy aktywa materialnego, dobra kolekcjonerskiego oraz obiektu o ograniczonej podaży,

a zarazem pozostaje słabo rozpoznany empirycznie w literaturze polskiej. Z perspektywy teoretycznej badanie stanowi próbę odpowiedzi na pytanie, czy w tym segmencie silniejsze znaczenie mają klasyczne determinanty wartości kolekcjonerskiej, czy też czynniki eksponowane w nowszych ujęciach inwestowania w aktywa alternatywne, takie jak płynność, moment wejścia na rynek i użyteczność kolekcjonerska. Analiza opiera się na danych transakcyjnych z Warszawskiego Centrum Numizmatycznego (WCN) obejmujących okres od 23.05.1998 r. do 31.12.2025 r. W szczególności weryfikowane jest, w jakim stopniu parametry emisyjne (np. rok emisji, nakład), cechy fizyczne i materiałowe (np. masa, próba/rodzaj metalu), tematyka oraz miary płynności i etapu rozwoju rynku (rok pierwszej transakcji) różnicują stopy zwrotu poszczególnych monet. Wymiar aplikacyjny badania polega na wskazaniu, które cechy monet mogą mieć największe znaczenie z punktu widzenia decyzji inwestycyjnych na rynku wtórnym. Wkładem artykułu jest uporządkowanie dyskusji o determinantach wyników inwestycyjnych na rynku monet próbnych oraz empiryczna weryfikacja tych zależności z wykorzystaniem narzędzi statystycznych i modeli hedonicznych. W części empirycznej zastosowano adaptację podejścia hedonicznego do analizy determinant stóp zwrotu (CAGR), a nie klasyczny model hedoniczny poziomu cen.

2. Przegląd literatury

Literatura poświęcona rynkowi monet i innych dóbr kolekcjonerskich koncentruje się najczęściej na dwóch, wzajemnie powiązanych zagadnieniach: identyfikacji cech wpływających na ceny pojedynczych obiektów oraz konstrukcji miar (indeksów) cen pozwalających wyznaczać stopy zwrotu i ryzyko w ujęciu portfelowym. Podstawową trudnością jest heterogeniczność obiektów: nawet monety o tym samym nominale i roku emisji mogą różnić się wariantem stempli, stanem zachowania, śladami obiegu, jakością wybicia czy proveniencją, co utrudnia porównywanie cen w czasie. W literaturze zwraca się również uwagę na specyficzną strukturę motywacji nabywców: obok motywów *stricte* inwestycyjnych istotne znaczenie może mieć użyteczność emocjonalna i poznawcza związana z samym aktem kolekcjonowania, co wpływa na kształtowanie cen oraz płynność rynku.

Jednym z najczęściej stosowanych podejść jest model hedoniczny, w którym cena (zwykle w logarytmie) jest wyjaśniana zestawem mierzalnych cech obiektu. Maslar, Obaid i Pukthuanthong [2020] wskazują, że logarytm ceny monety może być funkcją m.in. wieku monety, faktu wybicia z myślą o kolekcjonerach, przynależności do serii menniczej, spreadu między ceną kupna i sprzedaży, wartości nominalnej oraz miejsca wybicia, a ich rozważania nawiązują do wcześniejszych propozycji modelowych w literaturze. W podobnym duchu Koford i Tschöegl [1998] analizowali znaczenie rzadkości i wariantów menniczych, pokazując, że ograniczona podaż przekłada się na wyższe ceny na rynku kolekcjonerskim. Wyniki tego typu badań sugerują, że w analizie zwrotów z monet kluczowe jest kontrolowanie jakości i cech obiektu, a nie wyłącznie obserwowanie zmian średnich cen.

Drugi ważny nurt badań dotyczy stóp zwrotu i relacji rynku monet do rynków tradycyjnych. Kane [1984], wykorzystując ujęcie zbliżone do CAPM dla portfela monet w latach 70. XX w., argumentował, że aktywa numizmatyczne mogą ograniczać skutki inflacji. Lombra [2023, s. 45–47] porównywał wyniki segmentów monet numizmatycznych i bulionowych, wskazując na różnice w źródłach wartości oraz w charakterystyce ryzyka. Brown [2005] oraz Knaus [2006] – w analizach obejmujących dłuższe horyzonty – prezentowali dodatnie stopy zwrotu w ujęciu nominalnym, przy jednocześnie zauważalnej zmienności cen. Nowsze opracowanie Maslara i in. [2020] dokumentuje historyczne wyniki rynku kolekcjonerskich monet amerykańskich (1967–2015) i pokazuje, że mogą one zapewniać korzyści dywersyfikacyjne oraz częściową ochronę przed inflacją, choć rynek ten wykazuje także zjawiska znane z rynków akcji (np. momentum).

Na poziomie metodologicznym istotne miejsce zajmuje problem konstrukcji indeksów cen. Burton i Jacobsen [1999] omawiają podejścia wykorzystywane w pomiarze zwrotów z dóbr kolekcjonerskich (w tym modele hedoniczne i metody ponownych sprzedaży), zwracając uwagę na to, że choć monety kolekcjonerskie mogą generować dodatnie realne stopy zwrotu, to jednocześnie cechuje je podwyższone ryzyko, ograniczona płynność oraz niepewność pomiaru w porównaniu z aktywami finansowymi. Z perspektywy praktycznej oznacza to konieczność ostrożnego doboru metod oraz uwzględniania kosztów transakcyjnych, które na rynkach niszowych mogą być relatywnie wysokie.

Rozwijając warsztat badawczy, część autorów sięga po narzędzia uczenia maszynowego, argumentując, że przy bogatym opisie obiektu i dużej liczbie współzmiennych modele klasyczne mogą cierpieć na problem współliniowości i nadmiernego dopasowania. Sagarra, Vici i Zanolà [2025], wykorzystując dane aukcyjne dotyczące monet hiszpańskich z XVIII wieku, pokazują, że podejścia oparte na regularyzacji mogą poprawiać jakość predykcji cen i konstrukcję indeksów w porównaniu z klasycznym podejściem hedonicznym. Wnioski te są istotne również dla badań opartych na danych transakcyjnych z internetu, gdzie opisy obiektów bywają rozbudowane, ale jednocześnie niejednorodne i obarczone błędami.

W literaturze polskiej badania empiryczne dotyczące rynku monet kolekcjonerskich podejmowali m.in. Witkiewicz [2008, s. 75–92] oraz Witkiewicz i Wąsala [2009, s. 34–63], wskazując na występowanie okresowych „mód” na poszczególne serie monet. Kalbarczyk [2012] analizowała stopy zwrotu w wybranych seriach monet Narodowego Banku Polskiego (m.in. monety Nordic Gold oraz serie srebrne i złote), pokazując znaczące różnice między seriami i emisjami. Chołodny i Szyszko [2019], koncentrując się na monetach z okresu dwudziestolecia międzywojennego o zbliżonej klasie rzadkości, wykazali, że dynamika cen może być silnie zróżnicowana w czasie, a okresy gwałtownego wzrostu mogą być następnie zastępowane etapami spowolnienia.

Osobną, choć tematycznie bliską, literaturę stanowią badania nad rynkiem banknotów kolekcjonerskich. Jaremski [2011] rozdziela wpływ ryzyka specyficznego emitenta od czynników wspólnych, wskazując na istnienie premii za ryzyko w przypadku banknotów emitowanych

przez bardziej ryzykownych emitentów. Z kolei Kleine, Peschke i Wagner [2024], wykorzystując wywiady z właścicielami kolekcji, wskazują na różnice motywacyjne między „kolekcjonerami” a „inwestorami”. Ma to znaczenie interpretacyjne: na rynkach niszowych część popytu może mieć charakter emocjonalny, a nie czysto inwestycyjny, co wpływa na kształtowanie się cen i wahań transakcyjnych.

Podsumowując, literatura dostarcza przesłanek, że a) ceny monet są silnie determinowane przez cechy obiektu i mechanizmy rynku aukcyjnego, b) historyczne stopy zwrotu mogą być dodatnie, ale są obciążone istotnym ryzykiem, kosztami i ograniczeniami płynności, oraz c) w wybranych okresach i segmentach dobra kolekcjonerskie mogą wspierać dywersyfikację portfela. Jednocześnie segment monet próbnych w warunkach polskich pozostaje relatywnie słabo rozpoznany empirycznie, zwłaszcza w oparciu o dane transakcyjne z rynku aukcyjnego. To uzasadnia podjęcie analizy stóp zwrotu dla monet próbnych z okresu PRL oraz weryfikację, które cechy tych obiektów są kluczowymi determinantami uzyskiwanych wyników inwestycyjnych.

3. Metodyka badania

Opis metodyki badania podzielony został na dwie części: opis próby badawczej oraz opis metodyki statystycznej zastosowanej w analizie.

3.1. Próba badawcza

Próba badawcza składa się z 94 monet próbnych wyemitowanych w okresie Polski Ludowej, dla których obliczone zostały stopy zwrotu CAGR na podstawie danych transakcyjnych z rynku aukcyjnego. W badaniu uwzględniono wszystkie monety wyemitowane przez Narodowy Bank Polski w latach 1964–1988, w tym 74 monety srebrne, 3 złote oraz 17 wykonanych z metali nieszlachetnych (w tym 16 miedzioniklowych i jedną z FeNi). Ceny transakcyjne monet pochodzą z Warszawskiego Centrum Numizmatycznego – pierwsze transakcje poszczególnymi monetami miały miejsce w czasie aukcji odbywających się w różnych dniach, tj. od 23.05.1998 r. do 18.02.2010 r. W przypadku monet srebrnych początek obserwacji miał miejsce w następujących latach (w nawiasie liczba monet): 1998(2), 2000(54), 2003(1), 2007(7), 2008(1) i 2010(9), dla monet wykonanych z metali nieszlachetnych: 2000(10), 2007(5), 2008(1) i 2010(1), a dla złotych: 2006(1) i 2007(2). Ostatnie transakcje analizowanymi monetami przypadają w roku 2025. Szczegółowe zestawienie analizowanych monet zostało zamieszczone w załączniku. Monety zostały poklasyfikowane do następujących tematów, w zależności od tego, co przedstawia rewers monety: O – osoba, S – sport, H – historyczne, P – przyroda, B – budowle, I – inne.

W przypadku każdej z analizowanych monet, dla każdego dnia, w którym przeprowadzone były transakcje, obliczona została cena monety na dzień 31.12.2025 r. ($C_{31.12.2025}$) jako średnia cena wszystkich cen rynkowych danej monety z ostatniego kwartału 2025 r.:

$$C_{31.12.2025} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{i=k} C_i,$$

gdzie:

C_i – średnia cena monety, w każdym dniu ostatniego kwartału 2025 r., kiedy transakcja miała miejsce na rynku danej monety,

k – liczba dni w ciągu ostatniego kwartału 2025 r., kiedy odnotowano transakcje dla danej monety.

Jeżeli dla danej monety nie odnotowano transakcji w IV kwartale 2025 r., jako cenę końcową przyjmowano średnią z ostatniego dostępnego kwartału, w którym wystąpiła transakcja.

Analogicznie uśredniono cenę przyjętą jako początkową dla danej monety. W praktyce jest to średnia cena transakcyjna z kwartału następującego po pierwszym notowaniu danej monety na portalu WCN, przy czym za datę początkową przyjęto dzień pierwszej transakcji daną monetą. Takie uśrednienie ogranicza wpływ pojedynczych transakcji odstających oraz przypadkowych wahań cen.

Następnie obliczono stopę zwrotu CAGR dla każdej monety na podstawie indywidualnej pary dat (kwartał po pierwszym notowaniu danej monety – IV kwartał 2025 r.). Porównania grupowe (np. według materiału, tematyki lub roku pierwszej transakcji) prowadzono na obliczonych w ten sposób stopach zwrotu, co pozwala ograniczyć wpływ incydentalnych wahań cen i poprawia porównywalność wyników wewnątrz grup. Analiza opiera się na cenach młotkowych i nie uwzględnia opłat aukcyjnych, prowizji sprzedażowych ani innych kosztów transakcyjnych, dlatego prezentowane stopy zwrotu należy interpretować jako przybliżenie stop brutto.

Szczegółowe zestawienie analizowanych monet zostało zamieszczone w tabeli w załączniku.

3.2. Metodyka statystyczna zastosowana w analizie

W analizie stóp zwrotu (CAGR) monet zastosowano zestaw komplementarnych narzędzi statystycznych umożliwiających ocenę zarówno zależności liniowych, jak i różnic między grupami. W pierwszym kroku obliczono CAGR dla każdej monety na podstawie daty pierwszej transakcji danej monety (punkt startu) oraz daty końcowej 31.12.2025 r.; w analizach porównawczych wykorzystywano dodatkowo podział na kohorty według roku pierwszej transakcji, aby ograniczyć wpływ różnic koniunktury na wyniki. Następnie badano związki pomiędzy CAGR a wybranymi cechami monet (np. masa, średnica, próba, masa czystego kruszcu, nakład, rok emisji) przy użyciu korelacji Pearsona oraz Spearmana. Korelacja Pearsona służy do identyfikacji zależności liniowych (wrażliwych na obserwacje odstające), natomiast Spearma-

na – do oceny zależności monotonicznych opartych o rangi (bardziej odpornych na wartości odstające). Różnice pomiędzy grupami tematycznymi (np. O/H/P/B/S/I) w obrębie kohort testowano testem Kruskala–Wallisa, który jest nieparametrycznym odpowiednikiem jednoczynnikowej ANOVA i nie wymaga założenia normalności rozkładów. Dodatkowo estymowano modele regresji liniowej OLS, w których CAGR wyjaśniano jednocześnie przez zmienne ilościowe (np. masa czystego kruszcu, rok emisji, logarytm nakładu) oraz zmienne jakościowe (tematyka i/lub rok pierwszej transakcji ujęte jako zmienne zero-jedynkowe). W tym sensie podejście hedoniczne zastosowano jako narzędzie analizy determinant stóp zwrotu, a nie bezpośredniej estymacji poziomu cen. Aby ograniczyć ryzyko zaniżenia błędów standardowych w przypadku heteroskedastyczności, zastosowano odporne estymatory wariancji (HC3). Wyniki interpretowano z uwzględnieniem wielkości efektów (w punktach procentowych CAGR rocznie), przedziałów ufności oraz poziomów istotności, przy czym wnioski dla małych prób traktowano ostrożnie ze względu na ograniczoną moc testów.

4. Wyniki – podział na segmenty (srebro/kruszec vs. metale nieszlachetne)

W rozdziale przedstawione zostały wyniki badań nad stopami zwrotu monet w podziale na monety srebrne oraz monety miedzioniklowe.

4.1. Monety srebrne – zależności kruszec/parametry vs. CAGR

Dla monet srebrnych występuje umiarkowana dodatnia zależność między stopą zwrotu tych monet (CAGR) a masą czystego kruszcu oraz próbą. Można wskazać dwie najliczniejsze grupy monet, w zależności od roku, w którym miała miejsce pierwsza transakcja taką monetą w domu aukcyjnym WCN: 2000 (54 monety) i 2010 (9 monet).

W przypadku drugiej grupy monet (rok startu 2010 i $N = 9$) analiza zależności CAGR od parametrów metalu jest niemożliwa z uwagi na brak zróżnicowania parametrów (wszystkie monety mają identyczne parametry fizyczne i kruszczowe). Analiza według tematyki może mieć charakter opisowy; ze względu na małą liczebność grup ($N = 9$) nie formułuje się wniosków inferencyjnych.

Z kolei w pierwszej grupie monet występuje realna zmienność masy, średnicy, próby i masy kruszcu. W tabeli 1 zamieszczone zostały współczynniki korelacji Pearsona i Spearmana w podziale na zmienne: masa monety, średnica, próba, waga kruszcu w gramach, nakład w sztukach (log) i rok emisji. Występuje umiarkowana dodatnia zależność liniowa stóp zwrotu CAGR od parametrów monety (masa/średnica/próba/masa czystego srebra), jednak słabe korelacje rangowe sugerują, że zależność nie jest jednoznaczna w całym przekroju monet i może być wrażliwa na pojedyncze obserwacje:

- 1) Kruszec (g): współczynnik Pearsona $r = 0,527$ ($p \approx 0,0000$) stanowi najsilniejszy sygnał liniowy w tej grupie. Oznacza to, że monety zawierające większą masę czystego srebra osiągały przeciętnie wyższe stopy CAGR. Niższa wartość współczynnika Spearmana ($0,227$; $p \approx 0,099$) sugeruje jednak, że siła tej relacji nie jest jednakowa w całym przekroju obserwacji.
- 2) Masa (g) i średnica (mm): dodatnie współczynniki Pearsona ($0,40$ – $0,44$) wskazują, że większe monety osiągały przeciętnie wyższe stopy zwrotu. Rezultat ten należy wiązać przede wszystkim z dodatnią zależnością tych parametrów od zawartości srebra.
- 3) Rok emisji: ujemny współczynnik Pearsona ($-0,389$; $p \approx 0,0037$) oznacza, że w analizowanej próbie późniejsze emisje uzyskiwały niższe stopy CAGR. Zależność ta może odzwierciedlać różnice cen początkowych, zmienność preferencji kolekcjonerskich albo specyfikę doboru obserwacji aukcyjnych.
- 4) Log (nakład): dodatni współczynnik Pearsona ($0,288$; $p \approx 0,0345$) przy jednocześnie niskiej i nieistotnej korelacji Spearmana może wskazywać na wrażliwość wyniku na pojedyncze obserwacje lub nieliniowy charakter relacji.

Tabela 1. Korelacje stóp zwrotu CAGR z wybranymi zmiennymi (Pearson i Spearman)

Zmienna	<i>N</i>	Pearson <i>r</i>	Pearson <i>p</i>	Spearman <i>rho</i>	Spearman <i>p</i>
Masa (g)	54	0,401	0,0027	0,084	0,5464
Średnica (mm)	54	0,441	0,0009	0,084	0,5466
Próba	54	0,414	0,0018	0,251	0,0671
Kruszec (g)	54	0,527	0,0000	0,227	0,0994
Nakład (log)	54	0,288	0,0345	0,109	0,4348
Rok emisji	54	-0,389	0,0037	-0,195	0,1583

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Średnia i mediana stóp zwrotu CAGR według tematyki (monety srebrne, data pierwszej sprzedaży 2000 r.)

Temat	<i>N</i>	Średni CAGR (%)	Mediana CAGR (%)
O	21	7,35	6,98
H	6	7,14	7,55
P	11	6,83	6,60
B	6	6,71	6,64
I	3	5,93	6,47
S	7	4,51	3,69

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 zamieszczono średnią i medianę stóp zwrotu (CAGR) analizowanych monet w podziale na ich tematykę. Test różnic między tematykami (Kruskal–Wallis) w tej grupie: statystyka = 9,902, $p = 0,078$, zatem test Kruskala–Wallisa nie wykazał istotnych różnic między

dzy tematykami na poziomie 0,05 ($p = 0,078$), jednak wynik jest bliski istotności, co może sugerować różnicowanie stóp zwrotu według tematyki – wniosek pozostaje wrażliwy na liczebności grup. Średnie stopy zwrotu CAGR dla tematów: O, H, P i B są zbliżone i kształtują się w przedziale (około 6,7% – 7,4% średnio), zaś w grupie S są zdecydowanie niższe (średnio 4,5%, mediana 3,7%), co może wynikać m.in. z tego, że konkretne serie sportowe miały inne poziomy cen startowych lub były częściej sprzedawane w niekorzystnym okresie.

W celu ustalenia wpływu cech monety na stopę zwrotu CAGR zastosowano model regresji (OLS + odporne błędy HC3, ze względu na małą próbę, nierówne wariancje stóp zwrotu):

$$\text{CAGR} \sim \text{masa czystego kruszcu (g)} + \text{rok emisji} + \log(\text{nakład}) + \text{tematyka} \\ (6 \text{ klas, baza: B – budowle}).$$

Z uwagi na fakt, iż w monetach srebrnych takie cechy jak masa, średnica, próba i masa kruszcu są często silnie skorelowane, w modelu regresji pozostawiono jedynie masę kruszcu jako najbardziej ekonomicznie interpretowalny wymiar. Zastosowano odporne błędy standardowe HC3, ponieważ w danych aukcyjnych często występuje heteroskedastyczność (różna zmienność reszt dla różnych poziomów cen i parametrów). HC3 daje bardziej wiarygodne p -value niż klasyczne błędy OLS, gdy wariancja reszt nie jest stała. Wyniki regresji zamieszczono w tabeli 3. Otrzymano wartość współczynnika determinacji $R^2 = 0,574$, co oznacza, że ok. 57% zróżnicowania stóp zwrotu CAGR w tej grupie można opisać przez takie zmienne jak masa kruszcu, rok emisji, nakład i tematyka.

Tabela 3. Współczynniki dopasowania w modelu regresji (współczynniki w punktach procentowych CAGR rocznie)

Zmienna	Coef_pp	Se_pp	Ci_low	Ci_high	p
Intercept	235,70	142,61	-43,81	515,20	0,0984
C(Temat) [T.H]	0,54	0,76	-0,94	2,03	0,4732
C(Temat) [T.I]	0,29	0,69	-1,06	1,64	0,6717
C(Temat) [T.O]	0,04	0,62	-1,18	1,27	0,9458
C(Temat) [T.P]	0,52	0,61	-0,68	1,72	0,3961
C(Temat) [T.S]	-2,45	0,88	-4,18	-0,72	0,0056
Kruszec (g)	0,63	0,25	0,14	1,12	0,0119
Rok emisji	-0,12	0,07	-0,26	0,02	0,0979
Nakład (log)	0,10	0,40	-0,68	0,87	0,8076

Wartości przeskalowano do p.p. CAGR/rok (Współczynnik (β)); $se_pp = 100 \cdot se \rightarrow$ Błąd standardowy (HC3); $ci_low_pp / ci_high_pp = 100 \cdot CI \rightarrow 95\% \text{ PU (p.p.)}$. Kategoria bazowa: C(Temat) = B (Budowle).

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie danych w tabeli 3 można wyciągnąć następujące wnioski:

- 1) Masa czystego srebra jest dodatnio powiązana ze stopą zwrotu; wzrost o 1 g odpowiada przeciętnie wyższej stopie zwrotu CAGR o ok. 0,63 p.p. rocznie. Ponieważ $p \approx 0,012$, efekt jest istotny statystycznie w tym modelu.

- 2) Monety o tematyce sportowej mają przeciętnie ok. 2,45 p.p. niższą stopę CAGR rocznie niż monety z kategorii bazowej B (budowle), co sugeruje trwałe dyskonto tematyczne w tej grupie ($p = 0,0056$).
- 3) Pozostałe tematyki (H, I, O, P) – uzyskane współczynniki są małe i nieistotne: to znaczy, że po uwzględnieniu kruszcu i pozostałych zmiennych nie ma mocnych dowodów, że ich stopy zwrotu różnią się od stóp zwrotu bazowej tematyki budowlanej w tej grupie.
- 4) W przypadku roku emisji monety zaobserwowano tendencję do spadku stopy zwrotu CAGR o 0,12 p.p. na każdy późniejszy rok emisji, ale $p \approx 0,098$ oznacza, że jest to wynik „na granicy” i może zależeć od specyfikacji modelu i obserwacji.
- 5) W przypadku nakładu monety ($\log(\text{nakład})$) nie stwierdzono istotnego efektu w regresji. Może to oznaczać, że sam nakład nie tłumaczy różnic CAGR po uwzględnieniu innych cech albo że w tej próbie nakład jest miernikiem niedoskonałym (np. z powodu zróżnicowanego stanu zachowania, rzadkości odmian lub płynności obrotu).

4.2. Monety miedzionikłowe

Współczynniki korelacji stóp zwrotu CAGR monet z cechami monet zostały zamieszczone w tabeli 4 (dla całej próby, tj. 17 monet) oraz w tabeli 5 (dla monet, które sprzedano po raz pierwszy w 2000 r.).

Tabela 4. Korelacje stóp zwrotu CAGR z cechami monet (CuNi+FeNi, cała próba $N = 17$)

Zmienna	Pearson r	Pearson p	Spearman ρ	Spearman p
Masa (g)	-0,123	0,6370	-0,165	0,5264
Średnica (mm)	-0,046	0,8599	0,032	0,9039
Nakład (log)	0,056	0,8308	-0,065	0,8030
Rok emisji	-0,050	0,8476	-0,073	0,7819

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Korelacje stóp zwrotu CAGR z cechami monet (CuNi+FeNi, pierwsza sprzedaż monety w 2000 r., $N = 10$)

Zmienna	Pearson r	Pearson p	Spearman ρ	Spearman p
Masa (g)	-0,282	0,4295	0,145	0,6899
Średnica (mm)	-0,298	0,4025	0,145	0,6899
Nakład (log)	0,097	0,7894	0,018	0,9600
Rok emisji	-0,146	0,6878	-0,267	0,4550

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników korelacji przedstawionych w tabelach 4 i 5 można sformułować wniosek, że nie występują istotne statystycznie zależności CAGR od masy, średnicy, nakładu

ani roku emisji (p -value są wysokie). Nie oznacza to, że zależności nie istnieją w ogóle – raczej, że przy tak małej próbie nie ma wiarygodnego sygnału, a jeśli efekt istnieje, może być słaby lub przykryty przez wpływ okresu (data pierwszej transakcji aukcyjnej). Ponieważ tematyka jest zmienną kategoriową, do sprawdzenia, czy rozkłady CAGR różnią się między tematami, użyto testu Kruskala–Wallisa (nieparametryczny odpowiednik ANOVA). Dla całej próby otrzymano: statystyka = 5,268, $p = 0,261$, a dla monet, którymi dokonano pierwszych transakcji w 2000 r.: statystyka = 2,444, $p = 0,485$. Statystyki opisowe według tematyki przedstawiono w tabelach 6 i 7.

Tabela 6. Stopy zwrotu CAGR według tematyki (CuNi+FeNi, cała próba) (%)

Tematyka	Średnia stopa zwrotu CAGR	Mediana stóp zwrotu CAGR
B	12,00	11,15
P	6,88	6,30
S	-1,11	-1,49
H	5,80	7,46
O	7,62	7,62

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Stopy zwrotu CAGR według tematyki (CuNi+FeNi, pierwsza sprzedaż monety w 2000 r.) (%)

Tematyka	Średnia stopa zwrotu CAGR	Mediana stóp zwrotu CAGR
B	9,01	8,54
H	8,12	8,12
P	6,30	6,30
S	5,98	5,98
O	8,32	8,32

Źródło: opracowanie własne.

W obu przypadkach p -value > 0,05, więc nie ma statystycznych podstaw, aby twierdzić, że stopy zwrotu CAGR różnią się systematycznie między tematami. W statystykach opisowych widać jednak różnice średnich i median, które należy traktować jedynie jako wskazówkę z uwagi na małą liczebność grup. W szczególności w próbie wszystkich monet mediana stóp zwrotu CAGR dla tematyki S jest ujemna, ale po ograniczeniu do monet, które po raz pierwszy pojawiły się na aukcji w 2000 r., już nie – co pokazuje, że wynik jest wrażliwy na dobór okresu początkowego.

W modelu regresji OLS stóp zwrotu CAGR, przy uwzględnieniu cech monety (masy, roku emisji, nakładu oraz pierwszego roku, w którym dokonano obrotu monetą), z uwagi na fakt, iż w danych aukcyjnych typowa jest heteroskedastyczność, zastosowano odporne błędy standardowe HC3 (Model 1 – bardziej stabilny przy małym N):

$$\text{CAGR} \sim \text{Masa (g)} + \text{Rok emisji} + \log(\text{nakład}) + C(\text{rok pierwszej transakcji}).$$

Wyniki regresji zamieszczone zostały w tabeli 8.

Tabela 8. Regresja OLS (HC3) – Model 1 ($N = 17$, $R^2 = 0,639$)

Zmienna	Coef pp	Se pp	Ci low pp	Ci high pp	p
Intercept	528,32	390,30	-236,65	1293,30	0,1759
C(start_year) [T.2007]	-8,28	4,17	-16,45	-0,12	0,0468
C(start_year) [T.2008]	-6,95	2,07	-11,00	-2,90	0,0008
C(start_year) [T.2010]	16,97	8,28	0,74	33,20	0,0404
Masa (g)	-0,51	0,38	-1,26	0,23	0,1762
Rok emisji	-0,23	0,18	-0,59	0,13	0,2024
Nakład (log)	-5,23	3,81	-12,71	2,24	0,1700

Wartości przeskalowano do p.p. CAGR/rok (Coef pp = 100-coef); SE – odporne HC3; CI – 95% PU. Kategoria bazowa: C(start rok) = 2000.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie danych z tabeli 8 można sformułować następujące wnioski:

1. Model wskazuje, że monety, których pierwsze transakcje odnotowano w latach 2007 i 2008, osiągały niższe CAGR niż monety z grupy bazowej 2000 (ujemne współczynniki coef), co sugeruje istotne znaczenie momentu wejścia na rynek wtórny.
2. Dodatni współczynnik coef dla roku 2010 należy interpretować ostrożnie, ponieważ kategoria ta obejmuje pojedynczą obserwację.
3. Zmiennymi nieistotnymi statystycznie pozostają masa (g), rok emisji i logarytm nakładu, co oznacza brak podstaw do przypisywania im samodzielnego wpływu po uwzględnieniu roku pierwszej transakcji.

Następnie dokonano analogicznej regresji dla monet, które po raz pierwszy sprzedano w 2000 r. Z uwagi na małą liczebność grupy ($N = 10$) test traktuje się jedynie w sposób pomocniczy. Wyniki zamieszczone zostały w tabeli 9.

Tabela 9. Regresja OLS (HC3) – start=2000 ($N = 10$, $R^2 = 0,092$)

Zmienna	Coef pp	Se pp	Ci low pp	Ci high pp	p
Intercept	94,51	426,08	-740,60	929,61	0,8245
Masa (g)	-0,24	0,86	-1,93	1,45	0,7798
Rok emisji	-0,04	0,20	-0,44	0,36	0,8449
Nakład (log)	-0,49	2,10	-4,61	3,63	0,8163

Wartości przeskalowano do p.p. CAGR/rok (coef_pp = 100-coef); SE – odporne HC3; CI – 95% PU.

Źródło: opracowanie własne.

W grupie monet, którymi po raz pierwszy handlowano w 2000 r., nie stwierdzono istotnych efektów, a szerokie przedziały ufności wskazują na ograniczoną moc wnioskowania. Dla monet CuNi/FeNi ($N = 17$) nie uzyskano statystycznie istotnych zależności stóp zwrotu

CAGR od masy, średnicy, nakładu ani roku emisji – ani w korelacjach, ani w regresjach. Najsilniejszym sygnałem pozostaje wpływ okresu rozpoczęcia obrotu na portalu WCN: monety z różnym rokiem pierwszej transakcji osiągały odmienne wyniki, co wskazuje, że moment wejścia na rynek i warunki rynkowe mogły dominować nad cechami obiektu. Różnice według tematyki są widoczne opisowo, lecz nie zostały potwierdzone statystycznie. Współczynnik determinacji $R^2 = 0,639$ oznacza, że model OLS (HC3) wyjaśnia około 64% zróżnicowania stóp zwrotu CAGR monet CuNi/FeNi w badanej próbie, przy czym dopasowanie to wynika głównie z uwzględnienia roku pierwszej transakcji i wymaga ostrożnej interpretacji ze względu na małą liczebność próby ($N = 17$).

5. Podsumowanie

Uzyskane wyniki wskazują, że rynek monet próbnych z okresu PRL może generować dodatnie stopy zwrotu w ujęciu nominalnym, jednak ich poziom i zróżnicowanie zależą od segmentu materiałowego oraz momentu wejścia na rynek (rok pierwszej transakcji). W przypadku monet srebrnych (pierwsza transakcja w 2000 r.) widoczny jest dodatni związek pomiędzy CAGR a masą czystego kruszcu (ok. +0,63 p.p. CAGR rocznie na 1 g, przy pozostałych zmiennych stałych), co sugeruje, że obok premii kolekcjonerskiej istotną rolę pełni komponent kruszcowy. W tej samej regresji tematyka sportowa charakteryzuje się niższą stopą CAGR o ok. 2,45 p.p. rocznie względem kategorii bazowej (Budowle), co można interpretować jako dyskonto popytowe w analizowanym horyzoncie. Dla monet CuNi/FeNi model z uwzględnieniem roku pierwszej transakcji osiąga $R^2 = 0,639$ i wskazuje, że różnice pomiędzy grupami o innej dacie pierwszej transakcji dominują nad cechami fizycznymi; po zawężeniu do kohorty start=2000 dopasowanie spada ($R^2 = 0,092$), co potwierdza ograniczoną moc wnioskowania w małych próbach.

Wyniki dla monet srebrnych są spójne z podejściem hedonicznym opisywanym w literaturze: ceny dóbr kolekcjonerskich są wypadkową mierzalnych cech obiektu oraz czynników rynkowych i preferencji kolekcjonerów. W pracach dotyczących wyceny monet podkreśla się znaczenie cech obiektu i jakości [Dickie, Delorme, Humphreys 1994], a Koford i Tschoegl [1998] pokazują, że rzadkość przekłada się na wyższe ceny. Jednocześnie Maslar i in. [2020] dokumentują, że na rynkach monet występują także zjawiska podobne do rynków finansowych (np. momentum), co oznacza, że obok „fundamentów” (kruszec) istotne mogą być cykle popytu kolekcjonerskiego. Z perspektywy motywacji popytu wynik dotyczący dyskonta tematyki sportowej jest też zgodny z argumentacją o nieczysto inwestycyjnym, „użytecznościowym” wymiarze kolekcjonowania [Case, 2009].

W segmencie monet miedzioniklowych (CuNi/FeNi) uzyskano odmienny obraz: nie stwierdzono stabilnych zależności CAGR od masy, średnicy, nakładu ani roku emisji, natomiast istotny statystycznie okazał się rok pierwszej transakcji. Oznacza to, że w tym segmencie większe znaczenie ma „timing” (warunki rynkowe w momencie wejścia na rynek wtórny)

niż mierzalne parametry monety. Taka wrażliwość na okres obserwacji jest zgodna z obserwacjami z badań polskich, które wskazują na występowanie okresowych „mód” i zróżnicowanie wyników pomiędzy seriami oraz emisjami [Kalbarczyk, 2012]. Jest to również zbieżne z wnioskami Chołodnego i Szyszko [2019, s. 32–64] o silnej zmienności dynamiki cen w segmentach o zbliżonej rzadkości w dłuższym horyzoncie.

Z perspektywy porównań z rynkami tradycyjnymi rezultaty korespondują z ustaleniami, że aktywa numizmatyczne mogą oferować dodatnie zwroty i potencjalne korzyści dywersyfikacyjne, ale jednocześnie są obarczone ograniczeniami płynności, heterogenicznością obiektów i niepewnością pomiaru. Burton i Jacobsen [1999] podkreślają, że dobór metody (hedoniczna vs. ponownych sprzedaży), jakość opisu obiektu oraz koszty transakcyjne mają kluczowe znaczenie dla wniosków o stopach zwrotu. Uzyskane wyniki wspierają zatem ujęcie, zgodnie z którym inwestowanie w dobra kolekcjonerskie ma charakter hybrydowy: część wartości wynika z cech materialnych obiektu, a część z mechanizmów popytu kolekcjonerskiego i warunków płynnościowych rynku wtórnego. W tym sensie badanie wnosi również wkład teoretyczny do dyskusji nad miejscem aktywów kolekcjonerskich w strukturze inwestycji alternatywnych.

Argument o częściowej ochronie przed inflacją formułowany w literaturze [Kane, 1984] może być w naszym przypadku istotny przede wszystkim dla segmentu srebrnego, w którym komponent kruszcowy jest statystycznie widoczny, natomiast dla segmentu metali nieszlachetnych dominują czynniki rynkowe związane z momentem wejścia [Sagarra i in., 2025]. W tym sensie wyniki są zgodne z rozróżnieniem pomiędzy monetami o przewadze wartości materiałowej i monetami, w których dominują czynniki kolekcjonerskie [Lombra, 2023, s. 24–52].

Implikacje praktyczne są dwojakie. Po pierwsze, w segmencie srebrnym inwestor w większym stopniu uzyskuje ekspozycję na kruszec, a różnice tematyczne mogą odzwierciedlać trwałe preferencje kolekcjonerów; w konsekwencji selekcja obiektu (parametry kruszczowe, rzadkość, stan zachowania, proveniencja) może mieć znaczenie dla wyniku. Po drugie, w segmencie metali nieszlachetnych kluczowe może być wejście w rynek w sprzyjającym oknie koniunktury oraz ocena płynności i kosztów transakcyjnych (prowizje, koszty wysyłki, czas sprzedaży), ponieważ to one mogą w praktyce istotnie obniżyć stopę zwrotu i zwiększać ryzyko w porównaniu z aktywami finansowymi.

Ograniczenia badania wynikają przede wszystkim z ograniczonej liczebności części prób (zwłaszcza po podziale na grupy: inny rok pierwszej transakcji), braku bezpośredniej miary stanu zachowania (grading) oraz z faktu, że dane transakcyjne pochodzą z jednego kanału rynku wtórnego. W kolejnych pracach warto: a) rozszerzyć bazę o inne domy aukcyjne i platformy, b) włączyć do modeli zmienne jakościowe opisujące stan zachowania, warianty i proveniencję, c) rozważyć konstrukcję indeksu cen (hedonicznego lub ponownej sprzedaży) dla monet próbnych, oraz d) przetestować podejścia regularyzacyjne/uczenia maszynowego, które mogą poprawiać predykcję i stabilność estymacji w warunkach wielowymiarowego opisu obiektu.

Załącznik

Tabela Z-1. Monety wykorzystane w badaniu

Lp.	Nazwa	Tematyka	Średnica	Masa (g)	Próba	Masa czystego kruszcu	Nominał (zł)	Data emisji	Materiał	Nr katalogu Parchimowicza	Nakład
1	VII wieków Warszawy	H	31	12,9			10	1964	miedzionikiel	253	30 000
2	Kazimierz Wielki	O	31	12,9			10	1965	miedzionikiel	241 b	30 120
3	Siedemset lat Warszawy	H	31	12,9			10	1965	miedzionikiel	254	30 100
4	FAO Chleb dla świata	P	28	9,5			10	1971	miedzionikiel	275	51 800
5	FAO Fiat Panis	P	28	9,5			10	1971	miedzionikiel	276	51 200
6	Drzewo	P	28	10,15			20	1973	miedzionikiel	296	16 200
7	Wieżowiec	B	29	10,15			20	1973	miedzionikiel	297	13 200
8	Międzynarodowy rok dziecka	I	29	10,15	625	6,34375	20	1979	srebro	311	4200
9	Centrum Zdrowia Dziecka	B	29	10,15			20	1979	miedzionikiel	313	30 000
10	Łódź 1905 r.	H	29	10,15			20	1980	miedzionikiel	318	10 000
11	Barbakan w Krakowie	B	29	10,15			20	1981	miedzionikiel	320	30 040
12	Fryderyk Chopin	O	30	12,6	750	9,45	50	1972	srebro	325	14 622
13	Mieszko i Dąbrówka, półpostać	O	35	20	900	18	100	1966	srebro	349	31 000
14	Mieszko i Dąbrówka – profil	O	35	21	900	18,9	100	1966	srebro	350	30 000
15	Mikołaj Kopernik (z włosami)	O	32	16,5	625	10,3125	100	1973	srebro	352	5000
16	Mikołaj Kopernik	O	32	16,5	625	10,3125	100	1973	srebro	354	1222
17	Maria Skłodowska-Curie, Rad	O	32	16,5	625	10,3125	100	1974	srebro	356	10 041
18	Maria Skłodowska-Curie	O	32	16,5	625	10,3125	100	1974	srebro	357	10 131
19	Zamek Królewski w Warszawie	B	32	16,5	625	10,3125	100	1975	srebro	358	5000
20	Tadeusz Kościuszko	O	32	16,5	625	10,3125	100	1975	srebro	364	3000
21	Kazimierz Pułaski	O	32	16,5	625	10,3125	100	1976	srebro	366	3000
22	Ochrona środowiska – Żubr	P	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	367	5400
23	Ochrona środowiska – Brzana	P	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	368	5100
24	Henryk Sienkiewicz – profil	O	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	369	3100
25	Henryk Sienkiewicz – <i>en face</i>	O	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	370	3100
26	Władysław Reymont – <i>en face</i>	O	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	371	3100
27	Władysław Reymont – profil	O	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	372	3100
28	Zamek Królewski na Wawelu	B	32	16,5	625	10,3125	100	1977	srebro	374	3100
29	Adam Mickiewicz	O	32	16,5	625	10,3125	100	1978	srebro	376	3100
30	Ochrona środowiska – Głowa Łosia	P	32	16,5	625	10,3125	100	1978	srebro	379	3100
31	Janusz Korczak	O	32	16,5	625	10,3125	100	1978	srebro	381	3100
32	Ochrona środowiska – Bóbr	P	32	16,5	625	10,3125	100	1978	srebro	383	3100

cd. tabeli Z-1

Lp.	Nazwa	Tematyka	Średnica	Masa (g)	Próba	Masa czystego kruszcu	Nominał (zł)	Data emisji	Materiał	Nr katalogu Parachimowicza	Nakład
33	Intercosmos	H	32	16,5	625	10,3125	100	1978	srebro	384	3100
34	Henryk Wieniawski	O	32	16,5	625	10,3125	100	1979	srebro	386	3100
35	Ludwik Zamenhof	O	32	16,5	625	10,3125	100	1979	srebro	388	3100
36	Ochrona środowiska – Ryś	P	32	16,5	625	10,3125	100	1979	srebro	390	4100
37	Ochrona środowiska – Kozica	P	32	16,5	625	10,3125	100	1979	srebro	392	4100
38	Moskwa 1980	S	32	16,5	625	10,3125	100	1980	srebro	394	4100
39	Jan Kochanowski	O	32	16,5	625	10,3125	100	1980	srebro	396	4100
40	Ochrona środowiska – Głuszcze	P	32	16,5	625	10,3125	100	1980	srebro	398	4018
41	50 lat Daru Pomorza	H	32	16,5	625	10,3125	100	1980	srebro	399	4000
42	Władysław Sikorski	O	32	16,5	625	10,3125	100	1981	srebro	401	5020
43	Kościół Mariacki w Krakowie	B	32	16,5	625	10,3125	100	1981	srebro	402	4020
44	Ochrona środowiska – Konie	P	32	16,5	625	10,3125	100	1981	srebro	404	4020
45	Ochrona środowiska – Bociany	P	32	16,5	625	10,3125	100	1982	srebro	406	4000
46	Ochrona środowiska – Niedźwiedzie	P	32	16,5	625	10,3125	100	1983	srebro	408	3000
47	XXX rocznica zwycięstwa 1945–1975	H	31	14,5	750	10,875	200	1975	srebro	419	10 054
48	XXX rocznica zwycięstwa nad faszyzmem	H	31	14,5	750	10,875	200	1975	srebro	420	10 030
49	Montreal 1976 – głowa	S	31	14,5	750	10,875	200	1976	srebro	421	6048
50	Montreal 1976 – koła olimpijskie	S	31	14,5	750	10,875	200	1976	srebro	422	6050
51	Mieszko I	O	33	17,6	750	13,2	200	1979	srebro	425	4100
52	Lake Placid – bez znicza	S	33	17,6	750	13,2	200	1980	srebro	428	3620
53	Lake Placid – ze zniczem	S	33	17,6	750	13,2	200	1980	srebro	429	3620
54	Bolesław Chrobry	O	33	17,6	750	13,2	200	1980	srebro	431	4020
55	Kazimierz Odnowiciel	O	33	17,6	750	13,2	200	1980	srebro	433	4020
56	Bolesław Śmiały	O	33	17,6	750	13,2	200	1981	srebro	435	4020
57	Władysław I Herman	O	33	17,6	750	13,2	200	1981	srebro	437	4020
58	España 82	S	33	17,6	750	13,2	200	1982	srebro	439	6002
59	Hiszpania 1982	S	33	17,6	750	13,2	200	1982	srebro	440	6000
60	Bolesław Krzywousty	O	33	17,6	750	13,2	200	1982	srebro	442	3000
61	300 lat odsieczy wiedeńskiej	H	33	17,6	750	13,2	200	1983	srebro	444	4000
62	Centrum Zdrowia Matki Polki	B	29,5	9,6			200	1985	FeNi	447	37 300
63	Meksyk'86	S	29,5	10,8			200	1985	miedzionikiel	448	37 300
64	Władysław Łokietek	O	29,5	10,8			200	1986	miedzionikiel	449	10 000
65	Ochrona środowiska – Głowa sowy	P	29,5	10,8			200	1986	miedzionikiel	450	6000

Lp.	Nazwa	Tematyka	Średnica	Masa (g)	Próba	Masa czystego kruszcu	Nominał (zł)	Data emisji	Materiał	Nr katalogu Parchimowicza	Nakład
66	Igrzyska XXIV olimpiady	S	29,5	10,8			200	1987	miedzionikiel	451	10 000
67	Mistrzostwa Europy w piłce nożnej 1988	S	29,5	10,8			200	1987	miedzionikiel	452	15 000
68	Włochy 1990	S	40	20			200	1988	miedzionikiel	453	10 000
69	Tadeusz Kościuszko	O	32	29,95	900	26,955	500	1976	złoto	454	300
70	Kazimierz Pułaski	O	32	29,95	900	26,955	500	1976	złoto	456	300
71	Dar Młodzieży	I	32	16,5	625	10,3125	500	1982	srebro	458	25 000
72	Sarajewo 1984	S	33	17,6	750	13,2	500	1983	srebro	459	6000
73	Los Angeles 1984	S	33	17,6	750	13,2	500	1983	srebro	460	7000
74	Jan Paweł II	O	33	17,6	750	13,2	1 000	1982	srebro	477	10 000
75	Wincenty Witos	O	32	16,5	625	10,3125	1 000	1984	srebro	478	3000
76	Ochrona środowiska – Łabędź	P	32	16,5	625	10,3125	1 000	1984	srebro	479	5700
77	40-lecie PRL	H	32	16,5	625	10,3125	1 000	1984	srebro	480	2004
78	Przemysław II	O	32	16,5	750	12,375	1 000	1985	srebro	480	2500
79	Ochrona środowiska – Wiewiórka	P	32	16,5	750	12,375	1 000	1985	srebro	482	2500
80	40-lecie ONZ	H	32	16,5	750	12,375	1 000	1985	srebro	483	2500
81	Centrum Zdrowia Matki Polki	B	32	16,5	750	12,375	1 000	1985	srebro	484a	2500
82	Centrum Zdrowia Matki Polki	B	32	16,5	750	12,375	1 000	1986	srebro	484c	22 000
83	Narodowy Czyn Pomocy Szkole	I	32	16,5	750	12,375	1 000	1986	srebro	485	25 400
84	Meksyk 86	S	32	16,5	750	12,375	1 000	1986	srebro	486	9000
85	Władysław Łokietek	O	32	16,5	750	12,375	1 000	1986	srebro	487	2500
86	Ochrona środowiska – Sowa	P	32	16,5	750	12,375	1 000	1986	srebro	488	6000
87	Kazimierz III Wielki	O	32	16,5	750	12,375	1 000	1987	srebro	489	2500
88	Muzeum Śląskie – Katowice	B	32	16,5	750	12,375	1 000	1987	srebro	490	11 500
89	Wrocław	B	32	16,5	750	12,375	1 000	1987	srebro	491	24 000
90	XV Zimowe Igrzyska Olimpijskie 1988	S	32	16,5	750	12,375	1 000	1987	srebro	492	10 000
91	Igrzyska XXIV Olimpiady 1988	S	32	16,5	750	12,375	1 000	1987	srebro	493	10 000
92	Jadwiga	O	32	16,5	750	12,375	1 000	1988	srebro	495	2500
93	Włochy 1990	S	32	16,5	750	12,375	1 000	1988	srebro	496	7000
94	Lake Placid	S	21	8	900	18,9	2 000	1980	złoto	505	1500

Tematyka: O – osoba, S – sport, H – historyczne, P – Przyroda, B – Budowle, I – Inne.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Parchimowicz [2024].

Bibliografia

Wydawnictwa zwarte

1. Kalbarczyk, K. (2012). Opłacalność inwestowania w monety kolekcjonerskie emitowane przez Narodowy Bank Polski po 1995 roku. W: *Inwestowanie. Kolekcjonowanie. Spekulowanie* (s. 217–235), A. Adamska, A. Fierla (red.). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
2. Lombra, R. (2003). *The Investment Performance of Rare U.S. Coins*. Pennsylvania: Penn State University.
3. Parchimowicz, J. (2024). *Katalog monet polskich*. Szczecin: Wydawnictwo Nefryt.
4. Triplett, J. (2004). *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes: Special Application to Information Technology Products*. OECD Science, Technology and Industry Working Papers 2004/09. Paris: OECD Publishing. DOI: 10.1787/643587187107.
5. Witkiewicz, T. (2008). *Inwestowanie w monety*. Szczecin: Wydawnictwo Tomasz Witkiewicz.
6. Witkiewicz, T., Wąsala, K. (2009). *Numizmatyka bez tajemnic*. Szczecin: Wydawnictwo Tomasz Witkiewicz.

Artykuły naukowe

1. Brown, R. (2005). Rare Coins: A Distinct and Attractive Asset Class, *Journal of Financial Planning*, https://www.usrarecoininvestments.com/coin_articles/rare_coins2.htm (dostęp: 12.12.2025).
2. Burton, B., Jacobsen, J. (1999). Measuring Returns on Investments in Collectibles, *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), s. 193–212. DOI: 10.1257/jep.13.4.193.
3. Case, D. (2009). Serial Collecting as Leisure, and Coin Collecting in Particular, *Library Trends*, 57(4), s. 729–752.
4. Chołodny, A., Szyszko, M. (2019). Monety próbne dwudziestolecia międzywojennego jako forma inwestycji alternatywnych, *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 81(1), s. 171–190.
5. Dickie, M., DeLorme, C., Humphreys, J. (1994). Price Determination for a Collectible Good: The Case of Rare U.S. Coins, *Southern Economic Journal*, 61(1), s. 40–51.
6. Jaremski, M. (2011). Bank-Specific Default Risk in the Pricing of Bank Note Discounts, *Journal of Economic History*, 71(4), s. 950–975.
7. Kane, A. (1984). Coins: Anatomy of Fad Asset, *Journal of Portfolio Management*, 10, s. 44–51.
8. Kleine, J., Peschke, H., Wagner, N. (2024). Beyond Financial Wealth: The Experienced Utility of Collectibles, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 97, art. 101865. DOI: 10.1016/j.qref.2024.101865.
9. Koford, K., Tschoegl, A. (1998). The Market Value of Rarity, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 34, s. 445–457.
10. Maslar, D., Obaid, K., Pukthuanthong, K. (b.d.). US Coin Market: Historical Performance and Anomalies, SSRN, nr 3492347.
11. Sagarra, M., Vici, L., Zanola, R. (2025). Returns from Rare Coins: A Machine Learning Approach, *Journal of Cultural Economics*, 49, s. 579–601. DOI: 10.1007/s10824-025-09530-8.

Determinants of Returns on PRL Trial Coins in the Auction Market: An Analysis of Determinants with the Use of Hedonic Regression

Abstract

This article examines the determinants of long-run returns on Polish People's Republic (PRL) trial coins traded in the auction market. The sample comprises 94 coins issued in 1964–1988 and transaction data from the Warsaw Numismatic Centre archive for 1998–2025. Initial and final prices were calculated as quarterly averages, while the empirical analysis combines Pearson and Spearman correlations, the Kruskal – Wallis test and OLS models with HC3 robust standard errors. The results show that, for silver coins, CAGR is positively related to pure metal content, whereas sports-themed issues generated lower returns. For base-metal coins, the first transaction year proved more important than physical characteristics, highlighting the role of market timing. The findings extend research on alternative investments in collectible assets.

Keywords: PRL trial coins, alternative investments, auction market, investment returns, hedonic regression
