STUDIA I PRACE
Kolegium Zarządzania i Finansów
ZESZYT NAUKOWY 210

210/2026
s. 111–126

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
Kolegium Zarządzania i Finansów
https://econjournals.sgh.waw.pl/SiP

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

Efekty kalendarzowe na rynku monet kolekcjonerskich z wizerunkiem króla Zygmunta II Augusta

Streszczenie

Inwestycje na rynku monet należą do szerszej kategorii inwestycji alternatywnych lub inwestycji emocjonalnych. Na świecie i w Polsce widoczna jest ekspansja zainteresowania tą formą inwestycji, która nastąpiła po: 1) wybuchu pandemii COVID-19 oraz 2) wzroście inflacji po 2021 r. Inwestycje na rynku monet mogą służyć dywersyfikacji portfeli inwestycyjnych, a ponadto charakteryzują się tzw. dywidendą emocjonalną. W literaturze przedmiotu brak jest opracowań dotyczących występowania efektów kalendarzowych na rynku monet. Celem artykułu jest zweryfikowanie występowania efektów kalendarzowych na polskim rynku monet kolekcjonerskich z wizerunkiem Zygmunta II Augusta w przekroju dni tygodnia i miesięcy. W badaniu, z powodu nieregularnej aktywności aukcyjnej, wykorzystano średnie dzienne oraz średnie miesięczne ceny transakcyjne uzyskiwane przez cztery monety z wizerunkiem króla Zygmunta II Augusta na portalu Allegro w okresie 2015–2025: 2 zł (NG), 10 zł – popiersie, 10 zł – półpostać oraz 50 zł z serii Skarby Stanisława Augusta (SSA). Do weryfikacji hipotez statystycznych wykorzystano dwustronne testy Welcha i Manna–Whitneya dla kontrastów „dzień/miesiąc vs. reszta" oraz testy jednostronne dla kierunku efektu. W przypadku monety 2 zł nie stwierdzono istotnych efektów dnia tygodnia. Dla monety 10 zł – popiersie stwierdzono, że średnie ceny transakcyjne w niedzielę były wyższe niż w pozostałe dni tygodnia. Dla monety 10 zł – półpostać średnie ceny transakcyjne były niższe w niedziele niż w pozostałe dni tygodnia. Dla monety SSA odnotowano słaby efekt wtorku, potwierdzony przez test Manna–Whitneya, ale niepotwierdzony przez

test Welcha. W ujęciu miesięcznym odnotowano występowanie efektu listopada dla monety 10 zł – popiersie oraz efektu czerwca dla SSA.

Słowa kluczowe: rynek monet, rynek numizmatów, inwestycje alternatywne, monety kolekcjonerskie, monety obiegowe
Kody klasyfikacji JEL: G11, G12, G19

1. Wprowadzenie

Inwestycje na rynku monet stanowią jeden z ważnych segmentów inwestycji alternatywnych, obok inwestycji w metale i kamienie szlachetne, wino czy whisky inwestycyjną [Kleine, Peschke, Wagner, 2020]. Niektórzy autorzy wskazują, że inwestycje na rynku monet mogą pełnić funkcję tzw. bezpiecznej przystani w okresach niestabilności na rynkach akcji [Paule-Vianez, Alcázar-Blanco, Coca-Pérez, 2022]. Na koniec 2024 r. wartość światowego rynku numizmatycznego szacowano na 10,74 mld USD [Maximize Market Research, 2025].

Rynek monet można podzielić na następujące obszary:

1) Monety bulionowe – o określonej zawartości (głównie 1 uncji lub jej części) kruszcu (najczęściej złota lub srebra). Wartość tego typu monet zależy głównie od rynkowej ceny kruszcu, z jakiego została wykonana moneta.
2) Monety kolekcjonerskie – które dzielą się dodatkowo na:
   a) monety wyemitowane i znajdujące się kiedyś w obiegu,
   b) monety wyemitowane i znajdujące się obecnie w obiegu,
   c) monety okolicznościowe, wybite w celu upamiętnienia określonego wydarzenia lub rocznicy takiego wydarzenia.

Wartość monet kolekcjonerskich zależy nie od ceny zawartego w nich kruszcu (kruszec ma tutaj znaczenie drugorzędne, chyba że mamy do czynienia z monetą wybitą np. ze złota, srebra czy innego cennego metalu), ale od tzw. wartości numizmatycznej, na którą składają się m.in.: liczba egzemplarzy dostępnych na rynku (rzadkość monety), temat (seria), w skład którego wchodzi moneta[1], stan zachowania, jej proweniencja czy też okoliczności jej wybicia.

Przykładami monet kolekcjonerskich cieszących się dużym zainteresowaniem wśród kolekcjonerów są monety emitowane przez Narodowy Bank Polski czy Mennicę Skarbową. Jednym z popularnych władców, którego wizerunek pojawia się na monetach emitowanych przez Narodowy Bank Polski, jest król Zygmunt II August.

Na rynek monet możemy spojrzeć również od strony efektywności, w analogicznym ujęciu, jak to ma miejsce dla rynku finansowego. Interesującym pytaniem badawczym jest, czy w przypadku rynku monet występują analogiczne efekty kalendarzowe, które zostały opisane na rynkach akcji.

[1] Przez temat (serię) rozumie się określoną tematykę (np. zwierzęta świata). Do danej serii wchodzi najczęściej kilka lub kilkanaście monet (np. jeż, foka, borsuk, itp.).

Efekty kalendarzowe to powtarzalne regularności w stopach zwrotu lub zmienności, skorelowane z kalendarzem (dzień tygodnia, miesiąc roku, przełom miesiąca, święta, „Sell in May"/Halloween itp.). W ujęciu klasycznym naruszają hipotezę efektywności rynku w silnej/średniej postaci, bowiem pozwalają przewidywać komponent zwrotu na bazie informacji nie-rynkowej (daty).

W literaturze finansowej publikacje z obszaru opłacalności inwestowania na rynku numizmatycznym należą raczej do rzadkości. Autorowi artykułu nie są znane prace naukowe, które systematycznie testowałyby efekty kalendarzowe na rynku monet w przekroju miesięcy i dni tygodnia z wykorzystaniem współczesnych narzędzi statystycznych. Dotychczasowe studia numizmatyczne skupiają się głównie na długookresowych stopach zwrotu, własnościach „bezpiecznej przystani" albo predykcji cen pojedynczych serii. Niniejsze badanie buduje panel dla czterech typów monet z jednym motywem ikonograficznym i stosuje testy „dzień/miesiąc vs. reszta" (Welcha i Manna–Whitneya). W ten sposób artykuł stara się wypełnić lukę badawczą dotyczącą występowania efektów kalendarzowych na polskim rynku numizmatycznym, przy czym wyniki należy interpretować jako odnoszące się do analizowanej próby, a nie do całego rynku monet kolekcjonerskich.

2. Przegląd literatury przedmiotu

W ujęciu hipotezy efektywności rynku (EMH) występowanie efektów kalendarzowych jest anomalią, bowiem sugeruje możliwość prognozowania komponentu zwrotu na podstawie samej daty. Klasyczne badania na rozwiniętych rynkach giełdowych udokumentowały m.in. efekt weekendu/dnia tygodnia – słabsze poniedziałki i silniejsze piątki [Cross, 1973; French, 1980; Gibbons, Hess, 1981], efekt stycznia [Rozeff, Kinney, 1976] oraz wzorzec „Sell in May"/wskaźnik Halloween – relatywnie wyższe zwroty od listopada do kwietnia [Bouman, Jacobsen, 2002].

W kolejnych dekadach literatura testowała, czy anomalia przetrwała po zmianach mikrostruktury, upowszechnieniu wyników oraz uwzględnieniu kosztów transakcyjnych. W wielu gospodarkach siła efektów osłabła, lecz całkowity zanik rzadko występuje; regularności częściej utrzymują się w mniejszych spółkach i na rynkach wschodzących, a także w okresach podwyższonej niepewności. Wyjaśnienia obejmują mechanizmy instytucjonalne (cykle rozliczeń, przepływy na przełomie miesiąca), premie za ryzyko specyficzne dla segmentów oraz czynniki behawioralne (nastroje, uwaga inwestorów). Do kanonu należą też wyniki wskazujące na sezonowość „w środku miesiąca" i przed świętami [Ariel, 1987, 1990] oraz przekrojowe potwierdzenia w wielu krajach [Agrawal, Tandon, 1994].

Na rynku polskim (GPW w Warszawie) uzyskano wyniki spójne z ustaleniami globalnymi. Łukowski [2019] – stosując modele Markov Switching GARCH na danych dziennych i intraday – wykazał, że sezonowości na GPW dotyczą przede wszystkim spółek mniejszych (sWIG80), rzadziej blue-chipów (WIG20). Landmesser [2006] badała efekt dnia tygodnia w latach 2002–2005 i stwierdziła istotnie wyższe zwroty w poniedziałki i piątki, choć niewystarczające

po kosztach transakcyjnych. Keller [2015] potwierdził zróżnicowanie efektu dnia tygodnia między segmentami głównego rynku GPW. Inne polskie prace wskazywały na epizodyczny efekt stycznia w małych spółkach oraz dodatnie zwroty w oknach przełomu miesiąca.

W nowszych latach pojawiają się przekrojowe przeglądy i rewaluacje. Lisicki [2025] podsumowuje stan wiedzy o anomaliach kalendarzowych w okresie pandemicznym i postpandemicznym, wskazując, że wiele efektów przetrwało globalnie, choć ich siła i opłacalność zależy od segmentu i kosztów. Badania na GPW poza *stricte* kalendarzowymi – np. studia zdarzeń wokół zmian w indeksach zrównoważonych [Białkowski, Sławik, 2021] czy efektywności prostych systemów średnich kroczących na szerokiej próbie spółek [Borowski, 2020] – wzmacniają wniosek, że mikrostruktura, płynność i ograniczenia obrotu warunkują pojawianie się i stabilność wzorców sezonowych.

Z kolei w segmencie surowców można wskazać m.in. następujące prace poświęcone występowaniu efektów kalendarzowych. Na rynku metali szlachetnych Baur [2012] identyfikuje „efekt jesienny" (ponadprzeciętne dodatnie stopy zwrotu we wrześniu–listopadzie przy uwzględnieniu korekt stóp zwrotu o czynnik ryzyka). Lucey i Tully [2005] analizują dane dzienne kontraktów na rynku COMEX na ceny złota i srebra i wskazują wyraźne regularności dnia tygodnia w zmienności oraz słabsze w stopach zwrotu. Z kolei Wang i in. [2019], stosując modele GARCH, wykazują istnienie dziennej sezonowości w stopach zwrotu i zmienności na rynkach londyńskim i szanghajskim. Chhabra i Gupta [2022] testują piętnaście wzorców (np. przełom miesiąca, dzień tygodnia, święta) na rynku kontraktów towarowych i znajdują wiele statystycznie istotnych regularności, podważając silną formę efektywności na rynku derywatów surowcowych na giełdzie indyjskiej (MCX).

Nominalna stopa zwrotu z portfela monet zaproponowanego przez Ganza [2010] i utrzymywanego w okresie 2000–2009 wyniosła 5,6%, podczas gdy stopy zwrotu w innych segmentach rynku finansowego były dodatnie: złoto (13,01%), srebro (13,08%), platyna (10,27%), ziemia rolna (10,85%), lub ujemne: indeks S&P 500 (–1,68%), indeks Dow Jones Industrial Average (–0,85%). Ponadto Ganz prezentuje przykłady budowy kolekcji monet kolekcjonerskich i obiegowych według różnych kryteriów ich doboru – kolekcji stworzonych przez niego samego lub przez innych kolekcjonerów [Ganz, 2008a, s. 30–45; 2008b, s. 29–52; 2010, s. 92–104]. Sagarra, Vici i Zanola [2025], analizując 5553 transakcje obejmujące monety hiszpańskie z lat 1732–1772, zawarte w latach 1992–2021, wskazali, że spadek zainteresowania numizmatami w okresie 2002–2006 mógł wynikać ze wzrostu cen nieruchomości w wielu krajach świata i przesunięcia części popytu z rynku kolekcjonerskiego na rynek nieruchomości.

W Polsce badania nt. efektywności inwestowania na rynku monet prowadzili m.in. Witkiewicz [2008] oraz Witkiewicz i Wąsala [2009], wykazując występowanie mód (wymiennie nazywanych sezonowością) na rynku poszczególnych serii monet.

Chołody i Szyszko [2019] do badań empirycznych wyselekcjonowali grupę monet o podobnych cechach z okresu dwudziestolecia międzywojennego, a za podstawową wśród nich uznano liczbę wybitych egzemplarzy: od 60 do 120 sztuk (klasa rzadkości R5). Oznacza to, że egzemplarzy danej monety jest na tyle dużo, by pojawiały się na aukcjach relatywnie często.

Następnie autorzy stworzyli listę transakcji dokonanych na tych monetach w latach 1995–2017, a do analizy wybrano 12 numizmatów o minimalnej liczbie ośmiu transakcji w tym okresie. Przeprowadzona analiza zmian cen monet w pięciu podokresach (1995–2003; 2004–2006; 2007–2011; 2012–2015; 2016–2017) wykazała, że największy wzrost cen monet miał miejsce w trzecim okresie – przeciętny wzrost cen w stosunku do okresu bazowego był równy 1061%. W okresie czwartym i piątym nastąpił natomiast spadek dynamiki wzrostów.

Badania akademickie dotyczące efektów kalendarzowych na rynku monet kolekcjonerskich są nieliczne, zwłaszcza w porównaniu z rynkiem akcji, towarów czy nawet innymi inwestycjami na rynku pasji. Najbardziej kompleksowym opracowaniem empirycznym poświęconym bezpośrednio monetom (rynek USA) pozostaje praca Maslara i in. [2020], która dokumentuje długookresowe stopy zwrotu oraz anomalie na szerokim zbiorze danych monet w USA, autorzy nie testują jednak *explicite* sezonowości miesięcznej ani dobowej (dni tygodnia).

Węższy nurt badań analizuje stopy zwrotu na rynku numizmatów, ale z innych perspektyw. Paule-Vianez i in. [2022] wiążą niepewność polityki gospodarczej z dynamiką cen półdolarówki Walking Liberty, sugerując, że ten konkretny typ monety może pełnić rolę „bezpiecznej przystani" w okresach podwyższonej niepewności.

Dla uzupełnienia tego obrazu Alcázar-Blanco i in. [2021], wykorzystując uogólnione sieci neuronowe (GRNN) do predykcji cen tej samej serii, pokazali, że kluczowymi czynnikami mającymi wpływ na cenę monet są: stan zachowania, rzadkość i wiek – jednak również ci autorzy nie przeprowadzają bezpośrednich testów występowania wzorców kalendarzowych.

Nowsza praca Sagarry, Vici i Zanoli [2025] stosuje metody uczenia maszynowego do dużej próby hiszpańskich monet kolonialnych („columnarios") licytowanych na przestrzeni trzech stuleci, koncentrując się na modelowaniu zwrotów i determinantach cen aukcyjnych. Rozszerza to warsztat metodologiczny w badaniach nad numizmatyką, ale także nie dotyczy wprost sezonowości.

Ponadto literatura z obszaru inwestycji na takich rynkach segmentu „pasji" jak: diamenty, wina inwestycyjne, znaczki i sztuka wskazuje na sezonowe wzorce cen oraz mechanizmy behawioralne, które mogą mieć zastosowanie również do monet. Plastun i in. [2022] dostarczają pierwszych systematycznych dowodów anomalii kalendarzowych w kilku takich segmentach i pokazują, że część wzorców daje się przełożyć na zyskowne strategie. W powiązanym kanale behawioralnym Kliger i in. [2015] łączą sezonowe zaburzenia afektywne (SAD) z poziomami cen na aukcjach malarstwa dawnych mistrzów, podkreślając rolę nastroju i światła dziennego w środowisku aukcyjnym.

3. Metodologia badania

Celem badania jest określenie, czy na rynku monet kolekcjonerskich z wizerunkiem Zygmunta II Augusta występują efekty kalendarzowe. Analiza sezonowości obejmuje następujące obszary:

a) efekt dnia tygodnia – średnie ceny określonego dnia tygodnia są wyższe niż średnie ceny w pozostałe dni tygodnia;
b) efekt miesiąca – średnie ceny w określonym miesiącu są wyższe niż średnie ceny w pozostałych miesiącach.

Na poziomie badawczym sformułowano dwie hipotezy główne:

H1: Na analizowanym rynku monet kolekcjonerskich występują efekty dnia tygodnia, rozumiane jako statystycznie istotne różnice średnich cen transakcyjnych w określonym dniu tygodnia względem pozostałych dni.

H2: Na analizowanym rynku monet kolekcjonerskich występują efekty miesiąca, rozumiane jako statystycznie istotne różnice średnich cen transakcyjnych w określonym miesiącu względem pozostałych miesięcy.

Poniżej przedstawiono odpowiadające im hipotezy statystyczne testowane w badaniu.

Z uwagi na fakt, że na rynku kolekcjonerskim transakcje nie są zawierane w każdy dzień roboczy, jak ma to miejsce na rynku kapitałowym, nie można mówić o dziennych stopach zwrotu dla całego okresu obserwacji. Z tego względu do porównań wykorzystano średnie ceny monet obliczone dla odpowiednich dni tygodnia i miesięcy.

Przyjmijmy następujące oznaczenia:

- X – badana zmienna (cena);
- μ_G – średnia w grupie G;
- dzień tygodnia $d \in$ {Pon, Wt, Śr, Czw, Pt, Sob, Niedz}; miesiąc $m \in$ {I, …, XII};
- „reszta" = obserwacje spoza danej grupy (np. wszystkie dni poza d, wszystkie miesiące poza m).

W celu sprawdzenia, czy występują różnice między dniami tygodnia (bez wskazania kierunku), przyjęto następujące hipotezy statystyczne:

- H_0: μ_Pon = μ_Wt = μ_Śr = μ_Czw = μ_Pt = μ_Sob = μ_Niedz.
- H_1: Co najmniej jedna para dni różni się pod względem średniej.

Z kolei dla zweryfikowania występowania różnic między średnimi cenami w poszczególnych miesiącach przyjęto następujące hipotezy statystyczne:

- H_0: μ_I = μ_II = … = μ_XII.
- H_1: Co najmniej jedna para miesięcy różni się pod względem średniej.

Dane transakcyjne z rynku wtórnego (Allegro) zagregowano do średnich dziennych i miesięcznych. Przed agregacją każda obserwacja odpowiadała pojedynczej transakcji, dla której możliwe było ustalenie daty zawarcia. W badaniu przeanalizowano występowanie efektów dziennych oraz miesięcznych za pomocą dwustronnych testów Welcha oraz Manna–Whitneya. W przypadku stwierdzenia występowania efektu dziennego lub miesięcznego, dla ustalenia jego kierunku posłużono się testami jednostronnymi, odpowiednio modyfikując powyższe hipotezy H_0 i H_1.

Monety z wizerunkiem Zygmunta II Augusta wykorzystane w badaniu to (łączna liczba transakcji w próbie: 5121):

1) Zygmunt August – 2 zł, ze stopu Nordic Gold, waga 8,15 g, data emisji 1996 r., nakład 200 tys. sztuk (Parchimowicz poz. 732) – łączna liczba transakcji zawartych w analizowanym okresie na Allegro to 2975;
2) Zygmunt August, 10 zł – popiersie, srebro próba 925, waga 16,5 g, data emisji 1996 r., nakład 13 tys. sztuk (Parchimowicz 736) – łączna liczba transakcji zawartych w analizowanym okresie na Allegro to 896;
3) Zygmunt August, 10 zł – półpostać, srebro próba 925, waga 16,5 g, data emisji 1996 r., nakład 5 tys. sztuk (Parchimowicz 737) – łączna liczba transakcji zawartych w analizowanym okresie na Allegro to 725;
4) Zygmunt August, 50 zł – seria Skarby Stanisława Augusta, srebro próba 999, waga 62,2 g; data emisji 07.12.2017 r., nakład 6 tys. sztuk (Parchimowicz 1402) – łączna liczba transakcji zawartych w analizowanym okresie na Allegro to 525.

Z uwagi na bardzo małą liczbę transakcji w badanym okresie, w analizie pominięto monety:

1) Zygmunt August, 100 zł – złoto próba 900, waga 8 g, data emisji 1999 r., nakład 2 tys. sztuk (Parchimowicz 799);
2) Zygmunt August, 500 zł – seria Skarby Stanisława Augusta, złoto próba 999,9; waga 62,2 g, nakład 600 sztuk (Parchimowicz 1408).

Badanie obejmuje okres 1.01.2015–31.07.2025, zaś w przypadku monety Skarby Stanisława Augusta jest to interwał 20.10.2017–31.07.2025 (obrót tymi monetami rozpoczął się jeszcze przed emisją monety przez Narodowy Bank Polski i była to tzw. przedsprzedaż)[2]. Ceny transakcyjne, zwane dalej także cenami na rynku wtórnym[3], zaczerpnięte zostały ze strony internetowej serwisu Allegro oraz Archiwum Allegro – dane o transakcjach w archiwum Allegro dostępne są od początku 2015 r. Przy sporządzaniu bazy cen wtórnych zastosowane zostały następujące kryteria:

1) Do bazy danych wprowadzone zostały jedynie transakcje, dla których można było ustalić ich datę. Zatem pominięte zostały wszystkie transakcje typu „Kup teraz", przy których nie podano daty zawarcia transakcji.
2) Nie uwzględniono transakcji, w których sprzedający oferował więcej niż jedną monetę, a transakcje zawierane były w różnych datach i nie udało się ustalić dat poszczególnych transakcji.
3) Nie uwzględniono transakcji, w których sprzedający oferował dwie różne monety np. *A* i *B* – w takim przypadku byłoby niemożliwym, na podstawie ceny łącznej obu monet, określenie indywidualnych cen każdej z nich.
4) Przy kalkulacji rocznych, nominalnych stóp zwrotu uwzględniono jedynie transakcje monetami, które nie posiadały przyznanego gradingu[4].

[2] Monety zostały przesłane nabywcom dopiero po otrzymaniu przez sprzedających monety z NBP, tj. po 7.12.2017 r.

[3] W przypadku monet za cenę emisyjną można uznać cenę monety w czasie sprzedaży w Narodowym Banku Polskim, a ceną wtórną jest w takim przypadku cena uzyskiwana przez tę monetę w serwisie Allegro lub w domach akcyjnych, specjalizujących się w obrocie walorami kolekcjonerskimi.

[4] W serwisie Allegro obraca się najczęściej monetami bez gradingu (w stanie menniczym) oraz z przyznanymi przez odpowiednie instytucje gradingiem: MS70 lub MS69. Jedynie w kilku przypadkach odnotowane zostały transakcje monetami z gradingiem MS68.

4. Wyniki badań i dyskusja

W tabelach 1 i 2 zamieszczono dla czterech badanych monet średnie stopy zwrotu w poszczególne dni tygodnia oraz w poszczególnych miesiącach. Dodatnie stopy zwrotu dla wszystkich czterech monet odnotowano w piątki, natomiast trzy dodatnie i jedną ujemną w poniedziałki i niedziele. W przypadku miesięcy dodatnie średnie stopy zwrotu odnotowano w październiku, a ujemne w czerwcu. Z kolei trzy dodatnie i jedna ujemna stopa zwrotu wystąpiły dla dwóch ostatnich miesięcy roku, natomiast trzy ujemne i jedna dodatnia dla trzech pierwszych miesięcy roku, maja i września. Dla monety Skarby Stanisława Augusta łączna liczba miesięcy z dodatnimi stopami zwrotu była równa 7, a dla monety 2 zł – 6. W przypadku pozostałych dwóch monet, tj. 10 zł – popiersie oraz 10 zł – półpostać, łączna liczba miesięcy z ujemnymi stopami zwrotu była równa 8.

Tabela 1. Średnia stopa zwrotu w poszczególnych dniach tygodnia (%)

Dzień tygodnia	2 zł	10 zł – popiersie	10 zł – półpostać	Skarby Stanisława Augusta
Poniedziałek	0,01	–0,32	5,84	3,82
Wtorek	0,56	–4,22	–1,25	2,24
Środa	–2,41	0,62	–8,89	–0,74
Czwartek	0,52	–2,02	4,63	–4,38
Piątek	1,05	4,04	6,67	2,08
Sobota	–0,91	–2,55	4,98	3,31
Niedziela	1,17	4,25	–5,89	–1,44

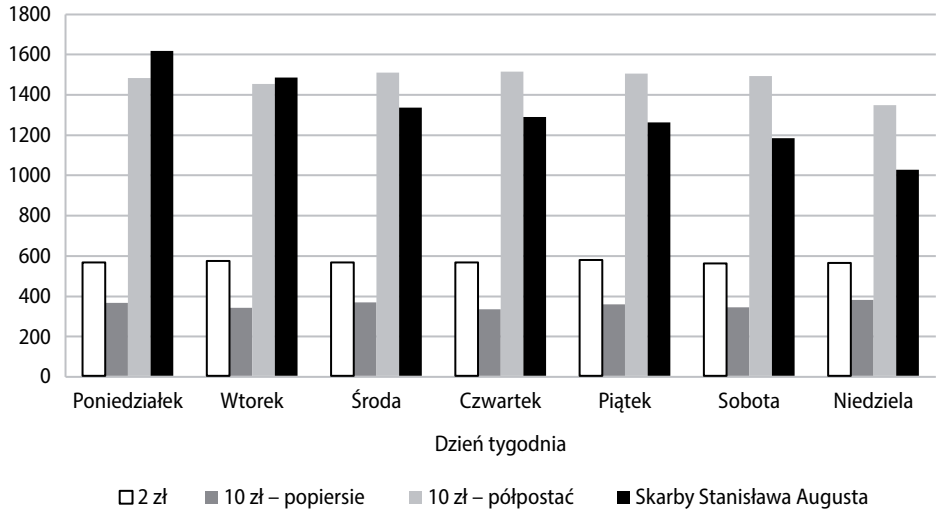
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Średnia stopa zwrotu w poszczególnych miesiącach (%)

Miesiąc	2 zł	10 zł – popiersie	10 zł – półpostać	Skarby Stanisława Augusta
Styczeń	0,10	–0,60	–3,49	–0,15
Luty	–0,24	–0,49	–1,98	4,10
Marzec	0,16	–0,29	–1,77	–1,21
Kwiecień	–0,08	0,85	9,94	–1,00
Maj	–0,38	–0,10	–10,33	0,16
Czerwiec	–0,24	–1,05	–1,06	–1,99
Lipiec	0,25	–0,63	–2,87	0,04
Sierpień	1,58	–1,94	–6,00	2,09
Wrzesień	–0,75	2,28	–7,03	–2,65
Październik	0,65	1,50	5,06	1,47
Listopad	–0,25	2,07	4,93	0,39
Grudzień	0,12	–0,71	0,17	6,05

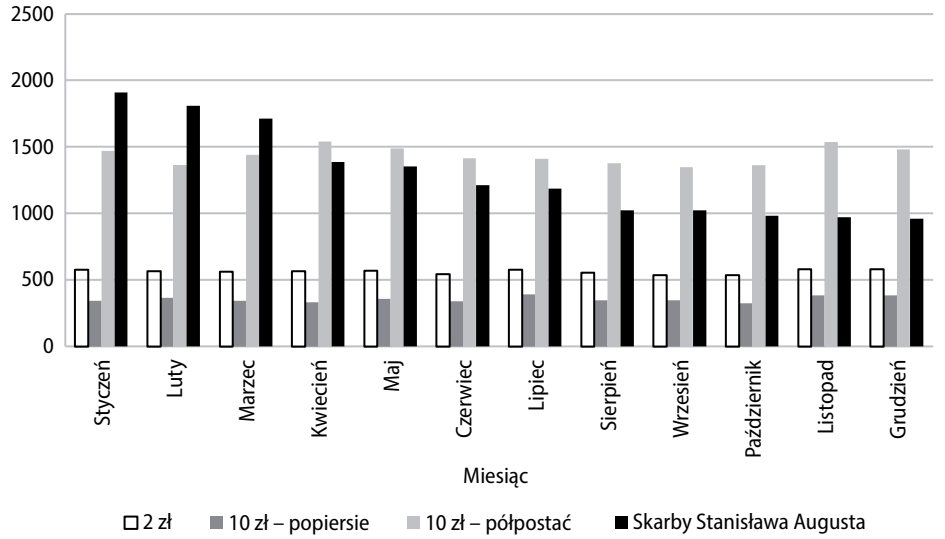
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 1. Średnie ceny analizowanych monet w poszczególnych dniach tygodnia (w PLN)



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Średnie ceny analizowanych monet w poszczególnych miesiącach (w PLN)



Źródło: opracowanie własne.

Na rysunkach 1 i 2 zaprezentowane zostały średnie ceny monet w poszczególne dni tygodnia i w miesiącach. I tak, dla monety o nominale 2 zł najwyższe średnie ceny zostały zarejestrowane w piątki, przed wtorkami, a najniższe w soboty. W pozostałe dni tygodnia – średnie ceny kształtowały się na podobnym poziomie. Dla monety 10 zł – popiersie najwyższe średnie ceny miały miejsce w niedziele przed środą i poniedziałkiem, a najniższe we czwartki. Z kolei dla monety 10 zł – półpostać najwyższe średnie ceny były udziałem aukcji czwartkowych przed

środowymi i piątkowymi, a najniższe – niedzielnych. Dla monety SSA można mówić o systematycznej tendencji spadkowej od aukcji poniedziałkowych do niedzielnych.

Dla monety o nominale 2 zł najwyższe średnie ceny odnotowane zostały w miesiącach: listopad, grudzień i styczeń, a najniższe w październiku i wrześniu. W przypadku monety 10 zł – popiersie średnie ceny są wyrównane w poszczególnych miesiącach, najwyższe zanotowane zostały w lipcu, a najniższe w październiku. Dla monety 10 zł – półpostać zauważono znaczne zróżnicowanie średnich cen w poszczególnych miesiącach, najwyższe średnie ceny należały do miesięcy: kwiecień i listopad, a najniższe miały miejsce we wrześniu, październiku i lutym. Dla monety SSA, w przypadku miesięcy, podobnie jak to miało miejsce dla dni tygodnia, również można mówić o spadku średnich cen od stycznia do grudnia.

W tabeli 3 zaprezentowane zostały wyniki badania szczegółowego dla występowania efektu dnia tygodnia, przeprowadzone z wykorzystaniem dwustronnych testów Welcha oraz Manna–Whitneya. Wykazały one, że:

a) dla monety o nominale 2 zł nie stwierdzono występowania żadnego z badanych efektów;
b) dla monety 10 zł – popiersie występuje słaby efekt czwartkowy, tj. $p = 0{,}049$ dla testu Welcha, jednak wynik ten nie został potwierdzony przez test Manna–Whitneya. Ponadto w obu testach wykazano występowanie efektu kalendarzowego dla niedzieli ($p = 0{,}033$ i $p = 0{,}024$ odpowiednio dla testów Welcha oraz Manna–Whitneya);
c) dla monety 10 zł – półpostać stwierdzono występowanie efektu kalendarzowego w niedzielę – wartości współczynników p były równe 0,016 i 0,022 odpowiednio dla testów: Welcha oraz Manna–Whitneya;
d) dla monety SSA – występowanie słabego efektu wtorkowego, tj. $p = 0{,}032$ dla testu Manna – Whitneya, jednak test Welcha ($p = 0{,}084$) nie potwierdził występowania tego efektu.

Tabela 3. Wartości współczynników *p* dla poszczególnych dni tygodnia, uzyskane za pomocą testu dwustronnego Welcha oraz dwustronnego Manna–Whitneya

	2 zł		Popiersie		Półpostać		Skarby Stanisława Augusta	
Dzień	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)
Poniedziałek	0,882	0,602	0,392	0,390	0,539	0,672	0,763	0,672
Wtorek	0,642	0,267	0,103	0,156	0,949	0,744	0,084	**0,032**
Środa	0,901	0,987	0,409	0,368	0,360	0,317	0,180	0,381
Czwartek	0,881	0,773	**0,049**	0,148	0,361	0,447	0,997	0,879
Piątek	0,497	0,999	0,940	0,774	0,529	0,559	0,743	0,121
Sobota	0,698	0,417	0,155	0,155	0,620	0,630	0,092	0,262
Niedziela	0,772	0,567	**0,033**	**0,024**	**0,016**	**0,022**	0,146	0,143

Źródło: opracowanie własne.

W wyniku przeprowadzonych dalej testów jednostronnych (tabela 4) wykazano występowanie wyższych cen w niedzielę niż w inne dni tygodnia dla monety 10 zł – popiersie oraz niższych cen w niedzielę niż w inne dni tygodnia dla monety 10 zł – półpostać.

Tabela 4. Wartości parametru *p* dla jednostronnych testów Welcha i Manna–Whitneya dla niedzieli

	p (Welch; Niedz>Reszta)	*p* (MW; Niedz>Reszta)	*p* (Welch; Niedz<Reszta)	*p* (MW; Niedz<Reszta)
2 zł	0,614	0,716	0,386	0,284
Półpostać	0,992	0,989	**0,008**	**0,011**
Popiersie	**0,017**	**0,012**	0,983	0,988
Skarby Stanisława Augusta – Zygmunt August	0,073	0,071	0,927	0,929

Uwagi: skrót MW oznacza test Manna–Whitneya.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Wartości współczynników *p* dla poszczególnych miesięcy roku, otrzymane za pomocą testu dwustronnego Welcha oraz dwustronnego Manna–Whitneya

	2 zł		Popiersie		Półpostać		Skarby Stanisława Augusta	
Miesiąc	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)	*p* (Welch)	*p* (Mann–Whitney)
Styczeń	0,446	0,374	0,594	0,915	0,857	0,924	0,559	0,973
Luty	0,904	0,883	0,493	0,580	0,468	0,363	0,120	0,172
Marzec	0,975	0,654	0,305	0,343	0,843	0,645	**0,015**	0,054
Kwiecień	0,921	0,688	0,120	0,096	0,183	0,167	0,707	0,958
Maj	0,763	0,997	0,764	0,603	0,639	0,939	0,110	0,157
Czerwiec	0,216	0,070	0,175	0,265	0,626	0,723	**0,020**	**0,013**
Lipiec	0,545	0,802	0,118	0,143	0,559	0,429	0,900	0,245
Sierpień	0,712	0,394	0,708	0,883	0,436	0,481	0,072	0,646
Wrzesień	0,135	0,113	0,661	0,687	0,383	0,360	**0,017**	0,241
Październik	0,155	0,160	0,135	**0,015**	0,135	0,200	**0,007**	0,587
Listopad	0,344	0,127	**0,013**	**0,005**	**0,045**	0,090	0,516	0,353
Grudzień	0,283	**0,024**	0,113	0,068	0,714	0,366	**0,022**	0,510

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 5 zamieszczone zostały wartości współczynników *p* dla dwustronnych testów Welcha oraz Manna–Whitneya dla poszczególnych miesięcy roku. Występowanie efektu kalendarzowego, tj. wartość $p < 0{,}05$ dla obu testów, zostało wykazane dla następujących przypadków:

a) 10 zł – popiersie – w listopadzie;
b) SSA – w czerwcu.

Testy jednostronne udowodniły, że średnie ceny monet 10 zł – popiersie były wyższe w listopadzie niż w inne miesiące roku ($p = 0{,}023$ dla testu Welcha i $p = 0{,}032$ dla testu Manna – Whitneya), zaś dla monety SSA ceny w czerwcu były niższe niż w pozostałych miesiącach ($p = 0{,}039$ dla testu Welcha i $p = 0{,}041$ dla testu Manna–Whitneya).

Występowanie słabego efektu kalendarzowego, tj. takiego, kiedy wartość parametru $p < 0{,}05$ dla jednego z wykorzystywanych testów dwustronnych, miało miejsce w następujących przypadkach (tabela 5):

a) 2 zł – efekt grudnia ($p = 0{,}024$ dla testu Manna–Whitneya). Test jednostronny Manna–Whitneya wykazał, że średnie ceny w grudniu były wyższe niż średnie ceny w innych miesiącach ($p = 0{,}012$), przy braku potwierdzenia ze strony testu Welcha $p = 0{,}142$);
b) 10 zł – popiersie – efekt października ($p = 0{,}015$ dla testu Manna–Whitneya). Test jednostronny Manna–Whitneya udowodnił, że średnie ceny w październiku były niższe niż średnie ceny w innych miesiącach ($p = 0{,}007$), przy braku potwierdzenia ze strony testu Welcha ($p = 0{,}067$);
c) 10 zł – półpostać – efekt listopada ($p = 0{,}045$ dla testu Welcha). Test jednostronny Manna–Whitneya udowodnił, że średnie ceny w listopadzie były wyższe niż średnie ceny w innych miesiącach ($p = 0{,}045$), przy jednoczesnym potwierdzeniu tego wyniku ze strony testu Welcha ($p = 0{,}023$).
d) Skarby Stanisława Augusta – efekt marca, września, października i grudnia (wartości parametru dla testu Manna–Whitneya wyniosły odpowiednio: 0,015; 0,017; 0,007 i 0,022). Testy jednostronne wykazały, że:
   - średnie ceny w miesiącu marcu są wyższe niż średnie ceny w pozostałych miesiącach – udowodniły to oba testy: Welcha ($p = 0{,}007$) i Manna–Whitneya (0,025),
   - średnie ceny w miesiącu wrześniu są niższe niż średnie ceny w pozostałych miesiącach – udowodnił to test Welcha ($p = 0{,}008$) przy braku potwierdzenia ze strony testu Manna–Whitneya (0,121),
   - średnie ceny w miesiącu październiku są niższe niż średnie ceny w pozostałych miesiącach – wykazał to test Welcha ($p = 0{,}004$) przy braku potwierdzenia ze strony testu Manna–Whitneya (0,293),
   - średnie ceny w miesiącu grudniu są niższe niż średnie ceny w pozostałych miesiącach – udowodnił to test Welcha ($p = 0{,}011$) przy braku potwierdzenia ze strony testu Manna–Whitneya (0,255).

5. Podsumowanie

Celem artykułu było empiryczne zbadanie, czy na polskim rynku monet kolekcjonerskich z wizerunkiem Zygmunta II Augusta występują efekty kalendarzowe analogiczne do opisywanych na rynkach finansowych. Wykorzystano ceny transakcyjne z platformy Allegro w okresie 1.01.2015–31.07.2025 dla czterech monet (2 zł NG; 10 zł – popiersie, 10 zł – pół-

postać oraz 50 zł z serii Skarby Stanisława Augusta). Ze względu na nieregularność obrotu analizowano średnie ceny dzienne i miesięczne. Z kolei testy dwustronne (Welcha i Manna–Whitneya) służyły identyfikacji różnic „dzień/miesiąc vs. reszta", a testy jednostronne weryfikowały kierunek efektów.

Otrzymane wyniki wskazują, że efekty kalendarzowe są obecne, lecz mają charakter selektywny i zależą od rodzaju monety. Dla monety 2 zł nie stwierdzono istotnych efektów dnia tygodnia. Dla monety 10 zł – popiersie potwierdzono występowanie efektu niedzieli w kierunku wyższych średnich cen (istotny jednostronnie w obu testach), natomiast dla monety 10 zł – półpostać efekt niedzieli miał kierunek przeciwny (istotny jednostronnie w obu testach). Dla monety Skarby Stanisława Augusta pojawił się słaby efekt wtorku (istotny w jednym teście, a niepotwierdzony w drugim) oraz słaby efekt czwartku dla monety 10 zł – popiersie. W ujęciu miesięcznym wykazano wyższe średnie ceny w listopadzie dla monety 10 zł – popiersie oraz relatywnie niższe średnie ceny w czerwcu dla SSA (istotności potwierdzone testami jednostronnymi). Ponadto wykazano występowanie słabego efektu miesięcznego (potwierdzonego jednym testem, a niepotwierdzonego drugim) łącznie w siedmiu przypadkach.

Kierunek i selektywność efektów są częściowo spójne z klasycznymi ustaleniami dla rynków akcji: efektem dnia tygodnia [Cross, 1973; French, 1980; Gibbons, Hess, 1981] oraz efektem miesiąca [Bouman, Jacobsen, 2002], a także z mechanizmami obserwowanymi na aukcjach aktywów pasji [Plastun i in., 2022]. Wyższe średnie ceny transakcyjne w niedziele w przypadku monety 10 zł – popiersie mogłyby wynikać z większej weekendowej aktywności i konkurencji wśród licytantów. Wynik uzyskany dla monety 10 zł – półpostać, dla której średnie ceny transakcyjne w niedzielę były niższe, skłania jednak do ostrożności interpretacyjnej i wskazuje, że mechanizm może zależeć od specyfiki konkretnej monety. Wyższe średnie ceny transakcyjne w listopadzie dla monety 10 zł – popiersie mogą wynikać z większej przedświątecznej aktywności i konkurencji wśród licytantów. Z kolei niższe średnie ceny transakcyjne w czerwcu w przypadku monety SSA wpisują się w sezonowe różnice aktywności aukcyjnej i zbliżone obserwacje na rynku metali szlachetnych [Baur, 2012].

Ograniczenia badania wynikają przede wszystkim z jednego źródła danych (pojedyncza platforma aukcyjna), zmiennej płynności obrotu, niejednorodności pod względem stanu zachowania oraz zawężenia próby do czterech monet z jednym motywem ikonograficznym. Oznacza to, że wyników nie należy automatycznie uogólniać na cały rynek monet kolekcjonerskich. W przyszłości zasadne jest rozszerzenie próby o transakcje z domów aukcyjnych, podział według stanów zachowania i gradingu, a także zastosowanie korekt wielokrotności przy testowaniu wielu hipotez. Mimo tych ograniczeń uzyskane wyniki stanowią – według wiedzy autora – pierwszy wielomonetowy test efektów kalendarzowych na polskim rynku numizmatycznym i wskazują na istotną rolę zachowań uczestników aukcji internetowych w kształtowaniu krótkookresowych anomalii cenowych.

Bibliografia

Wydawnictwa zwarte

1. Ganz, D. (2010). *Rare Coin Investing*. Iola: Krause Publication.
2. Ganz, D. (2008a). *Profitable Coin Collecting*. Iola: Krause Publication.
3. Ganz, D. (2008b). *Smithsonian Guide to Coin Collecting*. Norwalk: Easton Press Collins.
4. Parchimowicz, J. (2022). *Katalog monet polskich*. Szczecin: Wydawnictwo Nefryt.
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. Agrawal, A., Tandon, K. (1994). Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries, *Journal of International Money and Finance*, 13(1), s. 83–106. DOI: 10.1016/0261-5606(94)90026-4.
2. Alcázar-Blanco, A., Paule-Vianez, J., Prado-Román, M., Coca-Pérez, J. (2021). Generalized Regression Neuronal Networks to Predict the Value of Numismatic Assets. Evidence for the Walking Liberty Half Dollar, *European Research on Management and Business Economics*, 27(3), 100167. DOI: 10.1016/j.iedeen.2021.100167.
3. Ariel, R. (1987). A Monthly Effect in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 18(1), s. 161–174. DOI: 10.1016/0304-405X (87) 90066–3.
4. Ariel, R. (1990). High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes, *Journal of Finance*, 45(5), 1611–1626. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1990.tb03731.x
5. Baur, D. (2012). The Seasonality of Gold – The Autumn Effect, *SSRN Working Paper*, 1989593. DOI: 10.2139/ssrn.1989593.
6. Białkowski, J., Sławik, A. (2021). Do Investors Respond to Changes in the Composition of Sustainability Indices?, *Bank i Kredyt*, 52(4), s. 319–338. https://bankikredyt.nbp.pl/content/2021/04/bik_04_2021_02.pdf
7. Borowski, K. (2020). Efficiency and Stability of Transaction Systems Based on Nine Types of Moving Averages on the Example of 140 Components of Three WSE Indices, *Bank i Kredyt*, 51(1), s. 33–68. DOI: 10.5604/01.3001.0054.5785.
8. Bouman, S., Jacobsen, B. (2002). The Halloween Indicator, "Sell in May and Go Away": Another Puzzle, *American Economic Review*, 92(5), s. 1618–1635. DOI: 10.1257/000282802762024683.
9. Chhabra, D., Gupta, M. (2022). Calendar Anomalies in Commodity Markets for Natural Resources: Evidence from India, *Resources Policy*, 79, 103019. DOI: 10.1016/j.resourpol.2022.103019.
10. Chołody, A., Szyszko, M. (2019). Monety próbne dwudziestolecia międzywojennego jako forma inwestycji alternatywnych, *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 81(1), s. 171–190. DOI: 10.14746/rpeis.2019.81.1.12.
11. Cross, F. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays, *Financial Analysts Journal*, 29(6), s. 67–69. DOI: 10.2469/faj.v29.n6.67.

12. French, K. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect, *Journal of Financial Economics*, 8(1), s. 55–69. DOI: 10.1016/0304-405X(80)90021-5.
13. Gibbons, M.R., Hess, P. (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns, *Journal of Business*, 54(4), s. 579–596. DOI: 10.1086/296147.
14. Keller, J. (2015). Efekt dni tygodnia w różnych segmentach rynku głównego GPW, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego: Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 74(1), s. 69–79. DOI: 10.18276/frfu.2015.74/1-06.
15. Kleine, J., Peschke, T., Wagner, N. (2020). Rich Men's Hobby or Question of Personality: Who Considers Collectibles as Alternative Investment?, *Finance Research Letters*, 35, Article 101307. DOI: 10.1016/j.frl.2019.101307.
16. Kliger, D., Raviv, Y., Rosett, J., Bayer, T., Page, J. (2015). Seasonal Affective Disorder and Seasoned Art Auction Prices: New Evidence from Old Masters, *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 59, s. 74–84. DOI: 10.1016/j.socec.2015.10.003.
17. Landmesser, J. (2006). Efekt dnia tygodnia na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, *Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 60, s. 187–196. https://sj.wne.sggw.pl/pdf/EIOGZ_2006_n60_s187.pdf
18. Lisicki, B. (2025). Calendar Anomalies as an Example of Interferences of the Efficient Market Hypothesis – Pandemic and Post-Pandemic Economic Reality, *Bank i Kredyt*, 56(2), s. 215–234. DOI: 10.5604/01.3001.0055.0474.
19. Lucey, B.M., Tully, E. (2005). Seasonality, Risk and Return in Daily COMEX Gold and Silver Data (1982–2002), *IIIS Discussion Paper*, 57. DOI: 10.2139/ssrn.733103.
20. Łukowski, M. (2019). The Calendar Anomalies on Warsaw Stock Exchange, *Bank i Kredyt*, 50(6), s. 529–550. DOI: 10.5604/01.3001.0054.5825.
21. Maslar, D.A., Obaid, K., Pukthuanthong, K. (2020). U.S. Coins Market: Historical Performance and Anomalies, *SSRN*, 3492347. DOI: 10.2139/ssrn.3492347.
22. Paule-Vianez, J., Alcázar-Blanco, A., Coca-Pérez, J.L. (2022). Effect of Economic Policy Uncertainty on the Investment in Numismatic Assets: Evidence for the Walking Liberty Half Dollar, *Finance Research Letters*, 46 (PB). DOI: 10.1016/j.frl.2021.102412.
23. Plastun, A., Bouri, E., Havrylina, A., Ji, Q. (2022). Calendar Anomalies in Passion Investments: Price Patterns and Profit Opportunities, *Research in International Business and Finance*, 61, 101678. DOI: 10.1016/j.ribaf.2022.101678.
24. Rozeff, M., Kinney, W. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 3(4), s. 379–402. DOI: 10.1016/0304-405X(76)90028-3.
25. 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.
26. Wang, X., Liu, H., Huang, S. (2019). Identification of the Daily Seasonality in Gold Returns and Volatilities: Evidence from Shanghai and London, *Resources Policy*, 61, s. 522–531. DOI: 10.1016/j.resourpol.2018.05.004.

Materiały internetowe

1. Maximize Market Research (2025). *Coin Collection Market to Reach USD 23.87 Billion by 2032, Growing at a CAGR of 10.5% from USD 10.74 Billion in 2024*, https://www.openpr.com/news/4220181/coin-collection-market-to-reach-usd-23-87-billion-by-2032 (dostęp: 10.09.2025).

Calendar Effexts in the Coin Market Featuring King Sigismund II Augustus

Abstract

Investments in the coin market belong to the broader category of alternative or passion investments. Both globally and in Poland, interest in this form of investing expanded following (1) the outbreak of the COVID-19 pandemic and (2) the post-2021 surge in inflation. Coin investments can serve to diversify investors' portfolios and are additionally characterised by an "emotional dividend." The academic literature lacks studies on calendar effects in coin markets. The aim of this paper is to test for the presence of calendar effects in the Polish market for collector coins featuring Sigismund II Augustus, across days of the week and months. Because auction activity is irregular, the study uses average daily transaction prices and average monthly prices achieved by four coins depicting King Sigismund II Augustus on the Allegro platform over 2015–2025: 2 zł (NG), 10 zł – bust, 10 zł – half-figure, and 50 zł from the "Treasures of Stanisław August" (SSA) series. To verify the statistical hypotheses, we apply two-sided Welch's t-tests and two-sided Mann – Whitney tests for the contrasts "given day/month vs. the rest," and one-sided tests to determine the direction of any effect. For the 2 zł coin, no statistically significant day-of-the-week effects are found. For the 10 zł – bust coin, average Sunday prices are higher than on other days. For the 10 zł – half-figure coin, average Sunday prices are lower than on other days. For the SSA coin, a weak Tuesday effect is observed (confirmed by the Mann – Whitney test but not by Welch's test). At the monthly level, we document a November effect for the 10 zł – bust coin and a June effect for the SSA coin.

Keywords: coin market, numismatic market, alternative investments, collector coins, circulation coins

Unless stated otherwise, all the materials are available under the Creative Commons Attribution 4.0 International license. Some rights reserved to SGH Warsaw School of Economics.