

Wojciech Świercz

e-mail: 187223@ue.wroc.pl

ORCID: 0009-0002-1906-842X

Radosław Szostak

e-mail: 187234@ue.wroc.pl

ORCID: 0009-0006-0156-7297

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Modelowanie ekonometryczne kapitału inwestorów indywidualnych na rynku głównym GPW

DOI: 10.15611/2024.76.5.10

JEL: C510

© 2024 Wojciech Świercz, Radosław Szostak

Praca opublikowana na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa-Na tych samych warunkach 4.0 Międzynarodowe (CC BY-SA 4.0). Skrócona treść licencji na

Cytuj jako: Świercz, W. i Szostak, R. (2024). Modelowanie ekonometryczne kapitału inwestorów indywidualnych na rynku głównym GPW. W: A. Stanimir (red.), *Współczesne problemy społeczno-ekonomiczne w ujęciu analitycznym* (s. 149-164). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.

Streszczenie: Artykuł prezentuje badanie, którego celem było sprawdzenie, jakie czynniki wpływają na kapitał inwestowany przez inwestorów indywidualnych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Analizy zostały oparte na Ogólnopolskim Badaniu Inwestorów z 2023 roku, danych z BDL (GUS), podstawowych statystykach z GPW i innych publikacjach. W artykule podjęto próbę stworzenia modelu opisującego wielkość kapitału inwestorów indywidualnych na GPW oraz pozwalającego na identyfikację czynników makroekonomicznych i psychologicznych, które mogą mieć wpływ na decyzje inwestycyjne. Analiza danych wykazała, że kapitał inwestorów indywidualnych na GPW jest silnie zależny od obrotów sesyjnych oraz średniej ceny indeksu WIG20. Nie można jednoznacznie potwierdzić poprawności stworzonego modelu z powodu stosunkowo niskiego współczynnika determinacji oraz występowania autokorelacji. Istotną dziedziną, która przyczyni się do jednoznacznego orzeczenia o poprawności analiz, są finanse behawioralne.

Słowa kluczowe: giełda papierów wartościowych, inwestor indywidualny, kapitał inwestycyjny, rynek kapitałowy, klasyczna metoda najmniejszych kwadratów

1. Wstęp

Przeciętny inwestor indywidualny jako jednostka ma ograniczony wpływ na rynki finansowe ze względu na swoje niewielkie środki pieniężne. Dlatego powszechnie za ważnych graczy na rynku uznaje się instytucje, które mogą swoimi olbrzymimi zasobami gotówki lub szeroką gamą operacji oddziaływać na rynek. Banki centralne,

państwowe rządy i organy regulacyjne czy też instytucje finansowe, takie jak banki, fundusze inwestycyjne, zakłady ubezpieczeniowe, agencje ratingowe i domy maklerskie, rządzą światem finansów od początków ich powstawania. Najstarszą giełdą, na której pierwsza firma wyemitowała swoje akcje, była giełda amsterdamska założona w XVII wieku. Jak pisze Iwuć (2020), Holenderska Kompania Wschodnioindyjska, utworzona w 1602 roku, była pierwszą firmą, w którą mogło zainwestować wielu średnio zamożnych kupców. Emisja akcji pozwoliła na pozyskanie kapitału niezbędnego do budowy okrętów, na których sprowadzano złoto, srebro, miedź oraz tekstylia z różnych zakątków świata. Akcje mogły być zakupione przez inwestorów, którzy nie mieli tak wielkich środków pieniężnych jak Izabela Kastylijska, królowa Hiszpanii, która sfinansowała drogie i ryzykowne wyprawy Kolumba.

Lowenstein (2008) w szóstej edycji książki Grahama i Dodda *Security Analysis* napisał, że inwestorzy jeszcze w pierwszej połowie XX wieku działali na całkowicie innym rynku niż tym, który widzimy dzisiaj. Kryzysy gospodarcze były wtedy zdecydowanie bardziej poważne w odróżnieniu od dzisiejszych, na ogół łagodnych recesji. Giełda nowojorska była wtedy ekskluzywnym klubem, a inwestowanie było dostępne tylko dla inwestorów instytucjonalnych i bogatych biznesmenów. W dzisiejszych czasach inwestorzy mają dostęp do szerszego spektrum instrumentów finansowych, które często można kupić ułamkowo. Powoduje to, że na giełdzie rosnące znaczenie zaczęli mieć inwestorzy prywatni. W dzisiejszych czasach, wraz z rozwojem idei kapitalistycznej oraz zwiększaniem się świadomości i zamożności osób prywatnych, to właśnie inwestorzy indywidualni coraz częściej lokują swoje środki na giełdach. Duży udział inwestorów indywidualnych niesie za sobą wiele skutków – zarówno pozytywnych, jak i negatywnych. Inwestorzy mogą dokonać inwestycji w różne instrumenty finansowe i zminimalizować ryzyko portfela. Osoby prywatne są też bardziej elastyczne, bo mają większą swobodę w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych i mogą szybciej reagować na zmiany rynkowe. Według Dahlquist, Martinez oraz Söderlinda (2017) poprzez aktywnie zarządzany portfel inwestor może osiągać ponadprzeciętne stopy zwrotu. Następną zaletą jest to, że aktywny udział w rynku edukuje inwestora i zwiększa jego umiejętności. Niestety działalność każdego inwestora na rynku wiąże się z ryzykiem finansowym, zwłaszcza w przypadku braku planu inwestycyjnego. Inwestorzy indywidualni pod wpływem emocji mogą podejmować działania nieprzemyślane, co prowadzi do potencjalnych strat finansowych. Dodatkowo, odwołując się do artykułu Ayoub i Baławiego (2022), należy stwierdzić, że istnieje ryzyko wystąpienia zjawiska owczego pędu, które ma wpływ na kryzysy finansowe i odgrywa dużą rolę podczas kreowania się baniek finansowych. Wysoki udział inwestorów nieinstytucjonalnych może także wpływać na niestabilność rynku. Zdaniem Lo i in. (2022) rynki finansowe mocno zareagowały na szok wywołany wybuchem wojny w Ukrainie, obniżając ceny wielu aktywów. Jeszcze silniejszy efekt został zaobserwowany dla zmienności aktywów, która znacznie się zwiększyła. Sugeruje to, że niepewność na rynku może wpływać na decyzje inwestorów indywidualnych. W przeciwieństwie do podmiotów instytucjonalnych indywidualni działacze

rynkowy nie ma dostępu do specjalistycznych informacji i analiz, co może skutkować złymi decyzjami. Wraz ze wzrostem liczby inwestorów indywidualnych na rynku rośnie też konkurencja, co sprawia, że osiągnięcie nadzwyczajnych wyników na giełdzie staje się trudniejsze. Aby zbadać, co wpływa na zagregowaną wielkość kapitału alokowanego przez inwestorów indywidualnych na polskiej giełdzie, w artykule zaprezentowano wyniki analizy determinant, tworząc liniowy model ekonometryczny. Dobierając zmienne do modelu, zastosowano metodę grafową, a dla oszacowanego modelu wykonano testy weryfikujące jego poprawność.

W kolejnej części artykułu przedstawiono wyniki przeglądu literatury. Punkt trzeci poświęcono prezentacji danych i wykorzystanych metod. W kolejnym opisano proces, a także wyniki szacowania oraz weryfikacji modelu. W punkcie piątym zawarto wnioski z przeprowadzonej analizy, a w ostatnim podsumowanie przeprowadzonego badania oraz końcowe uwagi.

2. Przegląd literatury

Analiza, której wyniki przedstawiono w artykule, ma na celu odkrycie czynników, które mogą wpłynąć na inwestorów indywidualnych oraz kapitał przez nich inwestowany. Model stworzony na podstawie badania może pomóc lepiej zrozumieć, co ma rzeczywiście znaczący wpływ na inwestora. Model może być użyteczny od strony praktycznej dla: spółek – dla których może wskazać, czy raportowane przez nie wyniki oraz ich forma są dla inwestorów istotne; GPW – przez możliwość dostosowania oferty dla inwestorów, oraz do analiz, a także samych inwestorów – model może pomóc w odkryciu, czym tak naprawdę inwestorzy się kierują, i zmusić ich do samorefleksji na temat strategii inwestowania. Postawiono następujące pytania badawcze:

- Czy możliwe jest stworzenie modelu opisującego kapitał inwestorów indywidualnych na rynku głównym GPW na przestrzeni lat?
- Czy czynniki uznane za ważne w dotychczasowych badaniach okażą się mieć znaczący wpływ?
- Czy na podstawie modelu można stworzyć predykcję co do lat kolejnych?

Jakubiak i in. (1999) przeprowadzili obszerne badanie wpływu różnych czynników na stopę oszczędności Polaków oraz domostw i przedsiębiorstw z krajów będących członkami OECD. Za pomocą ważonej metody najmniejszych kwadratów oszacowali model, z którego wynika, że podniesienie stopy wzrostu PKB *per capita* wpływa istotnie na wzrost stopy oszczędności Polaków. Autorzy artykułu udowodnili, że oszczędności i inwestycje inwestorów są silnie skorelowane.

Według Shillera (2000), media odgrywają kluczową rolę zarówno w ustawianiu sceny dla ruchów na rynku, jak i w samodzielnym wywoływaniu tych ruchów. Wpływ społeczny i interakcje z innymi ludźmi mogą prowadzić do irracjonalnych zachowań inwestorów, którzy pod wpływem owczego pędu mogą popełniać błędy w sposób stadny. Oprócz tego, jak podają Ayoub i Balawi (2022), „owczy pęd” może wynikać także z podążania inwestorów za obecnymi trendami na rynku. Z tego po-

wodu w prezentowanym artykule zdecydowano się opóźnić o jeden okres dane dotyczące zwrotu indeksu S&P500 oraz WIG20. Wraz ze wzrostem stóp zwrotu indeksu autorzy artykułu spodziewają się dla indeksu S&P500 odpływu kapitału na rzecz rynków amerykańskich, a dla indeksu WIG20 wraz z rosnącą stopą zwrotu oczekują zwiększenia napływu kapitału na rynek główny.

Czynniki definiujące zachowania inwestorów indywidualnych stanowią główne zagadnienie rozwijającej się dziedziny finansów, zwanej finansami behawioralnymi (Ritter, 2003). Nauka ta skupia się głównie na indywidualnych cechach psychologicznych, które kształtują powszechne praktyki finansowe i inwestycyjne. W prezentowanym badaniu skorzystano ze zmiennej „dostęp Polaków do Internetu”, ponieważ może mieć ona kluczowy wpływ na lokowanie pieniędzy przez inwestorów indywidualnych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych.

Hassan Al-Tamimi (2006) przeprowadził badanie mające na celu zidentyfikowanie czynników wpływających na decyzje inwestorów. Z 343 ankietowanych inwestorów indywidualnych z Dubaju i Abu Zabi 53,9% odpowiedziało, że płynność rynkowa jest ważnym czynnikiem wpływającym na ich wybory. Spośród ankietowanych 52,6% stwierdziło, że istotnymi czynnikami są przeszłe wyniki spółek, a 46,4% odpowiedziało, że ważne jest wypłacanie dywidend. Spośród ankietowanych osób 35,5% stwierdziło, że swoje wybory opierają na ostatnio zaobserwowanej zmianie cen akcji. Na podstawie przeprowadzonego badania w artykule uwzględniono dane dotyczące średniej stopy dywidend oraz wartości obrotów sesyjnych. Obie zmienne powinny mieć dodatni wpływ na wielkość kapitału inwestorów indywidualnych.

Gümüş, Koç i Agalarova (2013) w swoim badaniu udowodnili, że psychologiczne i demograficzne czynniki mają wpływ na decyzje inwestorów indywidualnych. Badanie przeprowadzono na próbie 384 mieszkańców Turcji i Azerbejdżanu. Wyniki wskazały na to, że na decyzje inwestycyjne mają wpływ zarobki, edukacja, status małżeński, wiek i płeć inwestorów. Na tej podstawie w artykule uwzględniono dane dotyczące średnich zarobków, wraz ze wzrostem których spodziewano się zwiększenia oszczędności inwestorów indywidualnych, a co za tym idzie – inwestowanego przez nich kapitału.

Według badania przeprowadzonego przez Wasilewskiego i Juszczyka (2015) najważniejszymi czynnikami wpływającymi na decyzje inwestycyjne indywidualnych inwestorów są trendy na globalnych rynkach kapitałowych, czyli na głównych giełdach papierów wartościowych, oraz wyniki finansowe przedsiębiorstw. Badanie ugruntowało przekonanie autorów prezentowanego artykułu co do konieczności wykorzystania w prezentowanym badaniu zmiennych dotyczących zwrotu indeksów. Oprócz nich uwzględniono także średnią cenę indeksu WIG20 oraz średnie wskaźniki cena/zysk dla spółek z GPW.

Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych (Masłowski, 2023) między lipcem a październikiem 2023 roku przeprowadziło ogólnopolskie badania inwestorów obejmujące 4546 inwestorów. Jego celem było stworzenie profilu statystycznego polskiego inwestora indywidualnego. Badanie wykazało, że statystyczny polski in-

westor indywidualny to mężczyzna w wieku około 40 lat, mający wyższe wykształcenie, inwestujący głównie na polskiej giełdzie, który od około 5 lat inwestuje po godzinach w celu odłożenia na emeryturę, dywersyfikacji przychodów i ochrony przed inflacją. Jeśli 81,5% inwestorów z próby znajduje się w przedziale wieku od 26 do 55 lat, to zmiany w ciągu lat w tym przedziale wiekowym mogą wpłynąć na wielkość udziału inwestorów indywidualnych na polskiej giełdzie.

3. Dane i metody analizy

Zgodnie z wnioskami zaprezentowanymi w poprzednim punkcie w prezentowanej analizie wykorzystano następujące zmienne:

- Y – kapitał inwestorów indywidualnych zainwestowany w akcje na rynku głównym GPW w mln zł;
- x_1 – liczba absolwentów studiów magisterskich w danym roku;
- x_2 – procentowy dostęp do Internetu w Polsce;
- x_3 – średnie zarobki w zł;
- x_4 – liczba spółek notowanych na GPW;
- x_5 – zwrot rok do roku indeksu S&P500;
- x_6 – zwrot rok do roku indeksu WIG20;
- x_7 – średnia cena indeksu WIG20 w zł;
- x_8 – wskaźnik C/Z uśredniony dla wszystkich spółek notowanych na GPW;
- x_9 – PKB *per capita* w zł;
- x_{10} – średnia stopa dywidendy w %;
- x_{11} – ludność w wieku 25-54 lata jako odsetek populacji Polski;
- x_{12} – średnia liczba transakcji na sesję;
- x_{13} – wartość obrotów sesyjnych w mln zł;
- x_{14} – PKB w mld dol.;
- x_{15} – procentowa zmiana inflacji rok do roku.

Zmienne pochodzą z baz danych GPW, GUS-BDL, The Global Economy, ZUS, Slickcharts oraz The World Bank. Dokładne źródła podano w spisie literatury. Dane dotyczą lat 2002-2022.

Do stworzenia modelu ekonometrycznego autorzy wykorzystali klasyczną metodę najmniejszych kwadratów. Jest ona oparta na następujących założeniach Gaussa-Markova (Dziechciarz, 2003):

- model jest niezmienniczy ze względu na obserwacje;
- model jest liniowy względem parametrów;
- zmienne objaśniane są nielosowe i ustalone w powtarzalnych próbach;
- nie występuje współliniowość między zmiennymi objaśniającymi;
- reszty przyjmują rozkład normalny, a wartość oczekiwana (nadzieja matematyczna) reszt jest równa 0;
- składnik losowy ma stałą wariancję, nie występuje autokorelacja;
- estymacja może odbywać się tylko na podstawie informacji zawartych w próbie.

Aby sprawdzić, czy założenia są spełnione, a także czy model jest poprawnie skonstruowany, przeprowadzono szereg testów statystycznych, które są następujące (Dziechciarz, 2003):

- test Shapiro-Wilka, który sprawdza, czy błędy składnika losowego mają rozkład normalny;
- test Hellwiga, który także sprawdza normalność rozkładu reszt;
- test losowości serii, sprawdzający, czy reszty modelu są losowe, użyty w celu oceny trafności wyboru postaci analitycznej modelu;
- test *t*-Studenta pozwalający na dobór takich zmiennych objaśniających, które istotnie wpływają na zmienną objaśnianą;
- test Goldfelda-Quandt, badający, czy wariancja reszt modelu jest homoskedastyczna, tzn. stała;
- test White'a, badający, czy wariancja jest heteroskedastyczna;
- test symetrii składnika losowego, sprawdzający, czy liczba reszt *in plus* jest dostatecznie równa liczbie reszt *in minus*;
- test Durбина-Watsona, sprawdzający, czy w modelu występuje autokorelacja pierwszego rzędu.

4. Szacowanie i weryfikacja modelu

4.1. Dobór zmiennych

Zmienne $x_1 - x_{15}$ stanowią zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających. Aby dobrać zmienne do modelu, porównano wynik uzyskany po zastosowaniu metody grafowej z wynikiem otrzymanym na podstawie metody analizy współczynników korelacji na poziomie istotności 0,05. W przypadku rozbieżnych wyników postaci modelu wybrano na podstawie przesłanek wynikających z literatury – zdecydowano się na taki, którego zmienne były lepiej ugruntowane merytorycznie oraz poparte literaturą.

4.1.1. Współczynnik zmienności

Aby zmienne miały dostateczną zmienność, przyjęto minimalny poziom współczynnika zmienności równy 20% ze względu na wysoką zmienność zjawiska objaśnianego, a także często obserwowaną wysoką zmienność w przypadku danych dotyczących zjawisk finansowych. Tabela 1 przedstawia zmienność poszczególnych zmiennych.

Tabela 1. Współczynnik zmienności zmiennych (%)

Zmienna	y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
V	47	17	15	30	22	154	376	20
Zmienna	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}	X_{12}	X_{13}	X_{14}	X_{15}
V	73	35	27	0,01	55	36	26	111

* V – współczynnik zmienności; wartości oznaczone na szaro nie spełniają ustalonych założeń.

Źródło: opracowanie własne.

Opierając się na współczynniku zmienności, odrzucono zmienne x_1 , x_2 oraz x_{11} . Nie spełniły one wyznaczonego kryterium – ich zmienność statystyczna jest niewystarczająca, aby mogły znaleźć się w modelu.

4.1.2. Dobór zmiennych metodą analizy współczynników korelacji

Na poziomie istotności 0,05 minimalna korelacja zmiennej objaśnianej ze zmienną objaśniającą musi być większa niż $r^* = 0,44376$. Wartość r^* została obliczona na podstawie wzoru (Dziechciarz, 2003):

$$r^* = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + n - 2}},$$

gdzie: n – liczebność próby, t – wartość statystyki odczytana z tablic t -Studenta dla poziomu istotności α i $n - 2$ stopni swobody.

W tabeli 2 przedstawiono poszczególne współczynniki korelacji Pearsona między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi.

Tabela 2. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona

Zmienna	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8
y	0,370057	0,162715	0,262305	0,016706	0,435583	-0,17419
Zmienna	X_9	X_{10}	X_{12}	X_{13}	X_{14}	X_{15}
y	0,374189	0,148871	0,67104	0,729543	0,439187	0,545878

* Na szaro oznaczono wartości nieosiągające dostatecznego poziomu.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie współczynników korelacji odrzucono zmienne x_3 , x_4 , x_5 , x_6 , x_7 , x_8 , x_9 , x_{10} , x_{14} . Największą korelację ze zmienną objaśnianą ma zmienna x_{13} – 0,729. Następnie sprawdzono korelację zmiennej x_{13} ze zmiennymi x_{12} , x_{14} oraz x_{15} . Korelacja musi być mniejsza niż r^* .

Tabela 3. Współczynniki korelacji między zmienną x_{13} a zmiennymi x_{12} , x_{14} , x_{15}

Zmienna	X_{12}	X_{14}	X_{15}
X_{13}	0,880458	0,887346	0,501323

* Na szaro oznaczono wartości niespełniające kryterium.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie analizy współczynników korelacji zmiennej x_{13} ze zmiennymi będącymi jeszcze kandydatkami do modelu odrzucono zmienne x_{12} , x_{14} oraz x_{15} . Z wykorzystaniem metody analizy współczynników korelacji do modelu dobrano zmienną x_{13} .

4.1.3. Dobór zmiennych metodą grafową

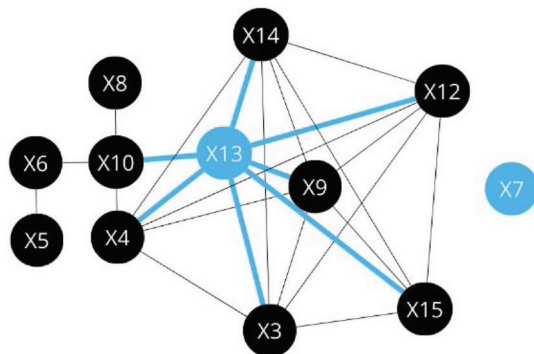
W kolejnym kroku prowadzonej analizy dobór zmiennych został przeprowadzony za pomocą metody grafowej z kryterium r^* . Wartość kryterium to 0,44376, jak przy metodzie analizy współczynników korelacji. Kryterium zostało obliczone w ten sam sposób. Na jego podstawie zbudowana została macierz R' .

Tabela 4. Macierz R'

Zmienne	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	x12	x13	x14	x15
x3	0	0,674219	0	0	0	0	0,998427	0	0,922051	0,785902	0,895559	0,615811
x4	0,674219	0	0	0	0	0	0,676506	0,569573	0,581659	0,745457	0,800781	0
x5	0	0	0	0,583619	0	0	0	0	0	0	0	0
x6	0	0	0,583619	0	0	0	0	0,48749	0	0	0	0
x7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
x8	0	0	0	0	0	0	0	0,48358	0	0	0	0
x9	0,998427	0,676506	0	0	0	0	0	0	0,919189	0,792011	0,899375	0,620194
x10	0	0,569573	0	0,48749	0	0,48358	0	0	0	0	0	0
x12	0,922051	0,581659	0	0	0	0	0,919189	0	0	0,880458	0,837831	0,681386
x13	0,785902	0,745457	0	0	0	0	0,792011	0	0,880458	0	0,887346	0,501323
x14	0,895559	0,800781	0	0	0	0	0,899375	0	0,837831	0,887346	0	0,535907
x15	0,615811	0	0	0	0	0	0,620194	0	0,681386	0,501323	0,535907	0

Źródło: opracowanie własne.

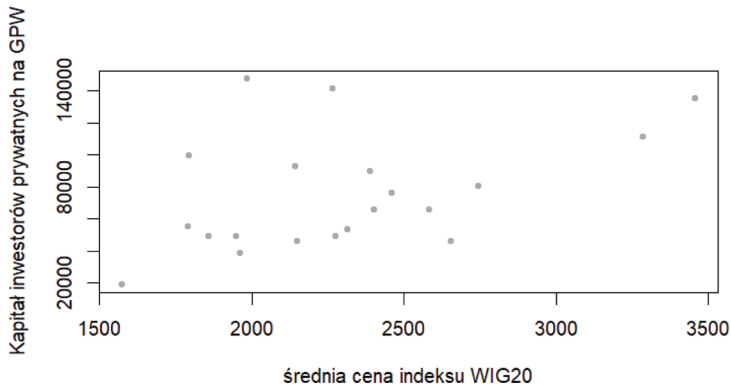
Opierając się na macierzy R' zbudowano graf połączeń.



Rys. 1. Graf połączeń

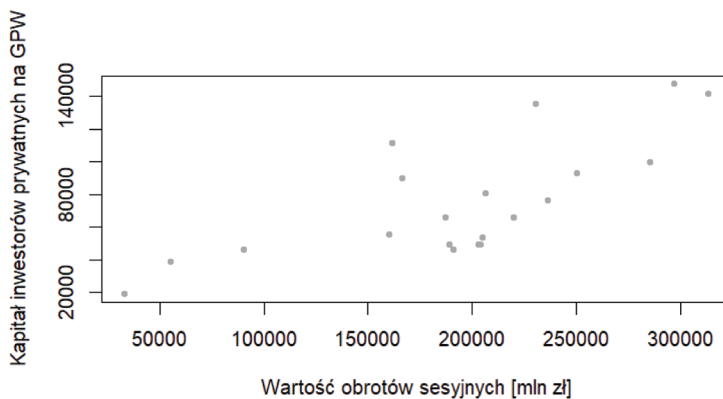
Źródło: opracowanie własne.

Powstały dwa grafy. Na podstawie grafu złożonego z większej liczby zmiennych stwierdzono, że największą liczbą połączeń cechują się wierzchołki dla zmiennych $x_3, x_4, x_9, x_{12}, x_{13}, x_{14}$. Z tych zmiennych największą korelację ze zmienną objaśnianą wykazuje zmienna x_{13} . To ona zostanie wybrana do modelu. Drugi graf składa się tylko ze zmiennej x_7 , z tego powodu na pewno trafi ona do modelu. Na podstawie metody grafowej do modelu wybrano zmiennę x_7 oraz x_{13} . Zależności zmiennej endogenicznej od zmiennych x_7 oraz x_{13} można zaobserwować na rys. 2 oraz 3.



Rys. 2. Zależność Y od x_7

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Zależność Y od x_{13}

Źródło: opracowanie własne.

Korelacja liniowa między zmiennymi przedstawiona na rys. 3 jest silniejsza niż ta na rys. 2. W przyszłych badaniach należy sprawdzić występowanie innych korelacji niż liniowa między Y a x_7 . Na rysunku 3 widać występowanie korelacji liniowej z występowaniem wartości odstających, szczególnie dla poziomów wartości obrotów sesyjnych wyższych niż 150 000.

4.1.4. Podsumowanie doboru zmiennych

Ostatecznie do modelu wybrano zmienne dobrane na podstawie metody grafowej. Przesłanki wynikające z literatury wskazują, że zmienna x_7 jest zmienną istotną, co dodatkowo potwierdza fakt, że WIG20 jest indeksem zawierającym 20 spółek

z największą kapitalizacją, a co za tym idzie – są to spółki najbardziej popularne wśród inwestorów zarówno prywatnych, jak i instytucjonalnych. O ich popularności świadczą dzienne wolumeny obrotu oraz liczba transakcji. Oprócz tego skorygowany współczynnik determinacji jest znacznie większy dla modelu stworzonego na podstawie metody grafowej. Odpowiednio współczynnik ten wynosi 62% dla doboru metodą grafową oraz 51% dla doboru metodą analizy współczynników korelacji. Wstępna postać modelu wygląda następująco:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_7 + \alpha_2 x_{13} + \varepsilon,$$

gdzie: ε – reszty modelu; α_1, α_2 – parametry strukturalne modelu

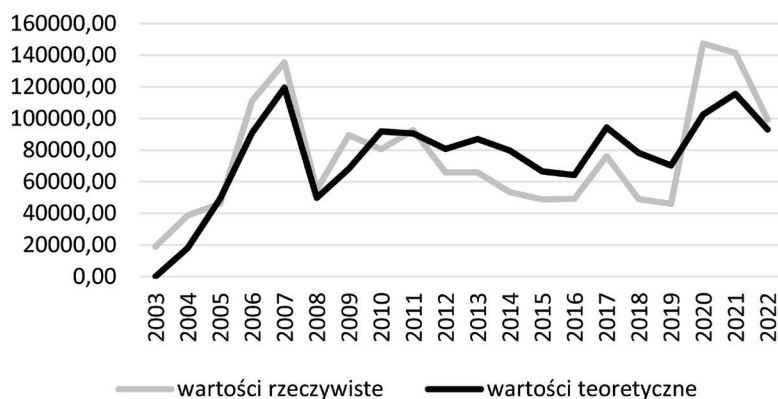
4.2. Oszacowanie modelu oraz test t-Studenta

Po oszacowaniu modelu przybiera on następującą postać:

$$\hat{y} = -54147,14 + 27,17x_7 + 0,35x_{13}.$$

Współczynnik R^2 wynosi 0,661. Oznacza to, że zmienność zmiennej objaśnianej jest w 66,1% wyjaśniana przez zmienne objaśniające. Aby sprawdzić, czy zmienne x_7 oraz x_{13} mają istotny wpływ na zmienną objaśnianą, przeprowadzono test t-Studenta. Przy poziomie istotności 0,05 obie zmienne okazały się mieć istotny wpływ na zmienną Y . Wartości p -value wyniosły odpowiednio 0,02 dla statystyki t parametru przy zmiennej x_7 oraz 0,001 dla statystyki t parametru przy zmiennej x_{13} .

Na rysunku 4 przedstawiono wartości rzeczywiste i wartości teoretyczne zmiennej objaśnianej.



Rys. 4. Wartości teoretyczne i rzeczywiste

Źródło: opracowanie własne.

Jak widać na rys. 4, wartości teoretyczne dość dobrze odzwierciedlają wartości rzeczywiste, a wartości teoretyczne na koniec badanego okresu cechują się mniejszymi wahaniami w porównaniu z wartościami rzeczywistymi.

4.3. Testy weryfikujące poprawność modelu

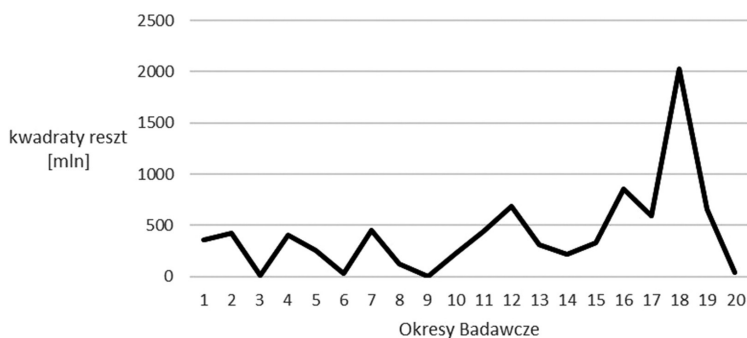
Poziom istotności został wybrany w celu minimalizacji ryzyka popełnienia błędu pierwszego rodzaju.

Przeprowadzono test Hellwiga, który weryfikuje jedno z założeń metody KMNK o rozkładzie normalnym błędów składnika losowego. Przy liczbie obserwacji 20 oraz przy poziomie istotności równym 0,05 odczytano z tablic wartości obszaru krytycznego, który wyniósł $\langle 4; 9 \rangle$. Liczba pustych cel wynosi 7. Jako że liczba cel pustych znajduje się w obszarze krytycznym, można stwierdzić, że model spełnia założenie o normalności rozkładu składnika losowego.

Aby upewnić się co do normalności rozkładu składnika losowego, przeprowadzono również test Shapiro-Wilka przy poziomie istotności 0,05. Zakres krytyczny testu to $\langle 0; 0,905 \rangle$. Statystyka testu wyniosła 0,936, więc można stwierdzić, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności składnika losowego.

Test serii Walda-Wolfowitza weryfikuje hipotezę o losowości rozkładu odchyleń losowych modelu. Test ma na celu ocenę trafności wyboru postaci analitycznej modelu. Liczba serii wyniosła 7, liczba błędów większych od zera – 10, podobnie jak mniejszych niż zero – również 10. Przy poziomie istotności równym 0,05 liczba serii zawiera się w obszarze krytycznym (odczytanym z tablic) $\langle 6; 15 \rangle$, więc można stwierdzić, że rozkład odchyleń losowych jest losowy.

Aby zweryfikować, czy model ma heteroskedastyczną wariancję, reszt przeprowadzono test Goldfelda-Quandta. W tym celu podzielono kwadraty reszt na 2 równe podgrupy i przy poziomie istotności równym 0,05 okazało się, że wartość teoretyczna testu jest większa niż wartość statystyki testu. Na tej podstawie stwierdzono, że występuje homoskedastyczność wariancji reszt, co jest zjawiskiem pozytywnym.



Rys. 5. Kwadraty reszt

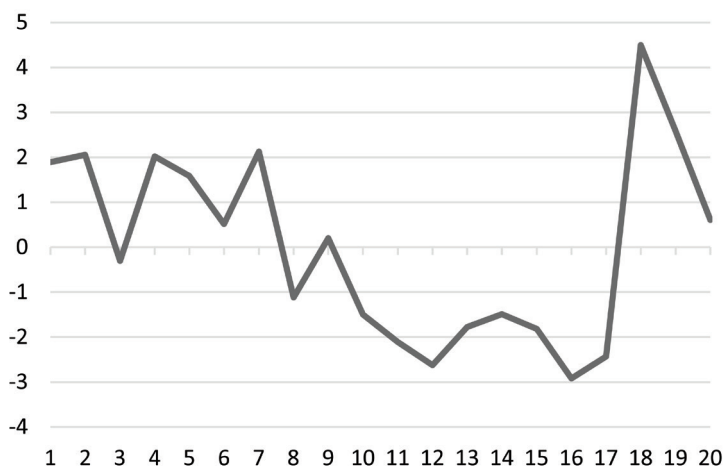
Źródło: opracowanie własne.

Aby sprawdzić, czy wariancja reszt jest heteroskedastyczna, przeprowadzono test White'a. Obszar odrzucenia hipotezy 0 mówiącej, że wariancja reszt nie jest heteroskedastyczna, zawierał się w przedziale $(11,0705; +\infty)$ przy poziomie istotności 0,05. Wartość statystyki testowej wyniosła 13,21. Należy więc odrzucić hipotezę 0. Wariancja reszt jest heteroskedastyczna.

Jak widać, test Goldfelda-Quandt oraz test White'a nie dały tego samego rezultatu. Dla przeprowadzonego badania przyjęty został wynik testu Goldfelda-Quandt ze względu na jego przystosowanie do małych prób (Cichocki, 2012).

Aby sprawdzić, czy składniki losowe są symetryczne, na poziomie istotności 0,05 przeprowadzono test symetrii składnika losowego. Wartość reszt *in plus* wyniosła 10, co przy próbie $n = 20$ dało wartość statystyki testowej równą 0. Obszar odrzucenia hipotezy 0 mówiącej o symetrii składnika losowego zawierał się w przedziale $(2,09; +\infty)$. Nie można więc odrzucić hipotezy 0 mówiącej, że składnik losowy jest symetryczny.

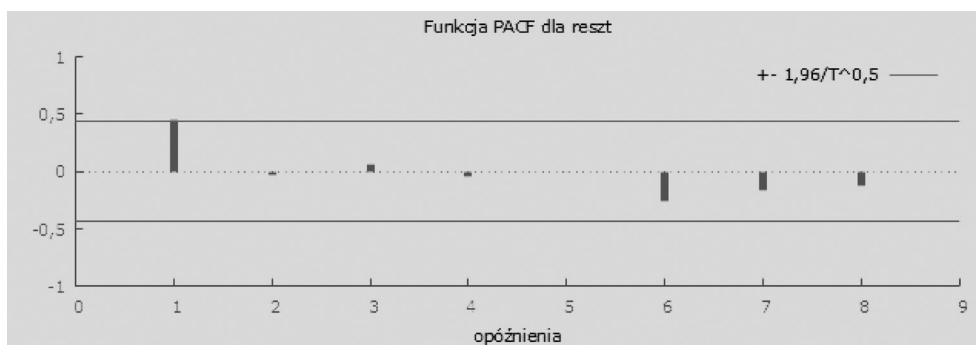
Przeprowadzono test Durбина-Watsona sprawdzający, czy między resztami występuje autokorelacja pierwszego rzędu. Statystyka testowa wyniosła 1,05. Przy poziomie istotności 0,05 statystyka testowa wpadła do przedziału $(0; 1,1)$. Na podstawie testu Durбина-Watsona należy odrzucić hipotezę 0 na rzecz hipotezy 1, mówiącej o występowaniu autokorelacji reszt rzędu pierwszego.



Rys. 6. Rozkład reszt

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wykresu rozkładu reszt można się spodziewać występowania dodatniej autokorelacji. Wykres rozkładu reszt nie przypomina typowych wykresów białego szumu, co oznacza, że można podejrzewać występowanie autokorelacji i brak losowości reszt (Strawiński, 2005).



Rys. 7. Korelogram

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie korelogramu można zauważyć występowanie autokorelacji pierwszego rzędu. Potwierdza to wnioski wyciągnięte z wykresu rozkładu reszt oraz testu Durбина-Watsona.

4.4. Podsumowanie oceny analitycznej modelu

Na podstawie przeprowadzonych testów można zauważyć, że model spełnia wszystkie założenia Gaussa-Markova, oprócz założeń o braku autokorelacji reszt, gdyż test Durбина-Watsona wykazał występowanie autokorelacji. Model opisuje zmienność y na poziomie 66,1%, co jest wynikiem nie w pełni zadowalającym ze względu na istotność w analizie danych finansowych nawet najmniejszych zróżnicowań. Wzrost zmiennej x_1 o jedną jednostkę, czyli wzrost średniej ceny indeksu WIG20 o złotówkę, powoduje wzrost kapitału inwestorów indywidualnych o 27,17 jednostek przy założeniach *ceteris paribus*. Natomiast przyrost zmiennej x_{13} , czyli wartości obrotów sesyjnych o jedną jednostkę, prowadzi do zwiększenia y teoretycznego o 0,35 jednostek przy założeniach *ceteris paribus*. Ze względu na występowanie autokorelacji pierwszego rzędu nie została przeprowadzona predykcja.

5. Wnioski

Stworzenie modelu opisującego kapitał zainwestowany przez inwestorów indywidualnych na rynku głównym GPW wymaga dalszego dopracowania. Jako potencjalne zmienne do dalszych badań należy rozważyć średnią cenę indeksu WIG20 oraz wartość obrotów sesyjnych w milionach zł. Możliwa jest potrzeba poszukania kolejnych zmiennych lub próba integracji finansów behawioralnych w tworzenie modelu. Stosunkowo niski współczynnik determinacji oraz występowanie autokorelacji nie pozwala na pozostawienie stworzonego modelu jako ostatecznego. Podejrzenia

co do przyczyny występowania autokorelacji dotyczą psychologii podejmowania decyzji przez inwestorów indywidualnych oraz dużej zależności badanego zjawiska i czynników na niego wpływających od zjawisk gospodarczych, takich jak inercja zjawisk gospodarczych. Na decyzję inwestorów mogą mieć wpływ trendy, które występują na rynku, a także sentyment rynkowy, tj. obecne nastawienie wszystkich uczestników rynku kapitałowego do rynku, sektora lub spółek. Sentyment rynkowy jest określany jako optymistyczny w przypadku wzrostu cen aktywów i pesymistyczny w przypadku spadków cen (Smith, 2023). Oprócz tego należy wziąć pod uwagę trendy samych aktywów, takie jak zmiana z ryzykowniejszych inwestycji w akcje na obligacje lub od niedawna rosnącą popularność kryptowalut, które mogą odciągać z rynku akcji znaczną część kapitału. Nie jest możliwe udzielenie odpowiedzi na zaistniałe pytania badawcze, konieczne jest przeprowadzenie dalszych badań oraz próba zastosowania innych modeli.

6. Zakończenie

Zaprezentowana w artykule próba stworzenia modelu opisującego kształtowanie się kapitału inwestorów indywidualnych na rynku głównym GPW zakończyła się niepowodzeniem. Jednak na podstawie powyższego badania także można wyciągnąć ważne wnioski co do istotności średniej ceny indeksu WIG20 oraz wartości obrotów sesyjnych jako zmiennych objaśniających, które przydadzą się w kolejnych próbach stworzenia modelu. Trzeba także zwrócić uwagę na istotność finansów behawioralnych w badanym zjawisku, a tym samym nieilościową postać niektórych czynników.

Dynamika zmian na świecie utrudnia stworzenie modelu. Ponadto sytuacja komplikuje się ze względu na powstawanie nowych, nieznanych inwestorom w przeszłości aktywów. W następnej pracy badawczej autorzy podejmą się stworzenia modelu na podstawie innych, być może bardziej odpowiednich, metod.

Literatura

- Al-Tamimi, H. A. H. (2006). Factors Influencing Individual Investor Behaviour: An Empirical Study of the UAE Financial Markets. *The Business Review, Cambridge*, 5(2), 225-232.
- Ayoub, A., i Balawi, A. (2022). Herd Behavior and its Effect on the Stock Market: An Economic Perspective. *Quality Access to Success*, 23(188). <https://doi.org/10.47750/QAS/23.188.38>
- Cichocki, S. i Nehrebecka, N. (2012). *Testy diagnostyczne. Problemy z danymi*. Pobrano z <http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/Wyklad%2003.01.2012.pdf>
- Dahlquist, M., Martinez, J. V. i Söderlind, P. (2017). Individual Investor Activity and Performance. *The Review of Financial Studies*, 30(3). <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw093>
- Giełda Papierów Wartościowych. (2023). *Udział inwestorów w obrotach giełdowych – dane zagregowane*. <https://www.gpw.pl/analizy>

- Giełda Papierów Wartościowych. (2024). *Podstawowe statystyki GPW*. <https://www.gpw.pl/podstawowe-statystyki-gpw>
- Główny Urząd Statystyczny. Baza Danych Lokalnych. (2024). *Absolwenci studiów na poziomie magisterskim ogółem. Produkt krajowy brutto na 1 mieszkańca. Ludność wg grup wieku i płci. Roczne wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych od 1950 roku*.
- Graham, B. i Dodd, D. L. (2008). *Security Analysis 6th Edition Updated with New Commentary by Seth A. Klarman, James Grant, Bruce Greenwald, and Others*. Mc Graw Hill. <https://pdfcoffee.com/security-analysis-sixth-edition-foreword-by-warren-buffett-pdf-free.html>
- Gümüş, F. B., Koç, M. i Agalarova, M. (2013). A Study on the Identification of Effective Demographic and Psychological Factors on the Investment Decisions of Individual Investors: Turkey and Azerbaijan. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(6), 71-93.
- Iwuć, M. (2020). *Finansowa Forteca*. FBO Marcin Iwuć.
- Jakubiak, M., Kaczorowski, P., Kowalski, P., Liberda, B., Siwińska, J. i Tokarski, T. (1999). Determinanty oszczędzania w Polsce. *Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych*, (28).
- Lo, G.-D., Marcelin, I., Bassène, T. i Sène, B. (2022). The Russo-Ukrainian War and Financial Markets: The Role of Dependence on Russian Commodities. *Finance Research Letters*, (50), 103194.
- Lowenstein, R. (2008). *Introduction. Security Analysis* (6th ed.).
- Masłowski, M. (2023). *Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych. 21 edycja Ogólnopolskie Badanie Inwestorów. Długi termin, ETF-y i zagranica, czyli w co i jak inwestuje polski inwestor w 2023 r.* Pobrano 20 lutego 2024 z <https://www.sii.org.pl/16885/aktualnosci/badania-i-rankingi/ogolnopolskie-badanie-inwestorow-2023-wyniki.html>
- Ritter, J. R. (2003). Behavioral Finance. *Pacific-Basin Finance Journal*, (11), 429-437. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(03\)00048-9](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(03)00048-9)
- Shiller, R. C. (2000). Irrational Exuberance. *Philosophy and Public Policy Quarterly*, (20), 18-23.
- Slickcharts. (2024). *S&P 500 Total Returns by Year*. Pobrano z <https://www.slickcharts.com/sp500/returns>
- Smith, T. (2023). *What Is Market Sentiment? Definition, Indicator Types, and Example*. Investopedia. Pobrano 22 lutego 2024 z <https://www.investopedia.com/terms/m/market-sentiment.asp>
- Strawiński, P. (2005). *Notatki do ćwiczeń z ekonometrii. 2.2 Autokorelacja*. Pobrano 22 lutego 2024 z <https://coin.wne.uw.edu.pl/pstrawinski/notatki/auto.pdf>
- The Global Economy. (2023). *Poland, Internet Users, Percent of Population*. Pobrano z https://www.theglobaleconomy.com/Poland/Internet_users/
- The World Bank. (2023). *GDP (current US\$)*. Pobrano z <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD>
- Wasilewski, M. i Juszczyk, M. (2015). Czynniki kształtujące decyzje inwestorów na rynku kapitałowym. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 855: Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 74(1).
- Zakład Ubezpieczeń Społecznych. (2023). *Przeciętne wynagrodzenie od 1950 r.* Pobrano z <https://www.zus.pl/baza-wiedzy/skladki-wskazniki-odsetki-wskazniki/przecietne-wynagrodzenie-w-latach>

Econometric Modelling of Individual Investors' Capital on GPW Main Market

Abstract: The article presents a study aimed at examining the factors that influence the capital invested by individual investors on the Warsaw Stock Exchange (WSE). The analyses were based on, among others, the 2023 National Investor Survey, data from the Local Data Bank (GUS), basic statistics from the WSE, and other publications. The article attempts to create a model that describes the volume of individual investors' capital on the WSE and identifies macroeconomic and psychological factors that may influence investment decisions. The data analysis showed that the capital of individual investors on the WSE is strongly dependent on session turnovers and the average price of the WIG20 index. However, the accuracy of the created model cannot be definitively confirmed due to the relatively low coefficient of determination and the presence of autocorrelation. Behavioral finance is a crucial field that will contribute to a clear conclusion on the correctness of the analyses.

Keywords: stock exchange, individual investor, seed capital, capital market, Least Squares Method