



FINANSE i PRAWO FINANSOWE

JOURNAL of FINANCE and FINANCIAL LAW

ISSN 2353-5601

vol. 1(41)

MARZEC/MARCH 2024

KWARTALNIK



**WYDZIAŁ EKONOMICZNO-
SOCJOLOGICZNY**
Uniwersytet Łódzki



**UNIwersYTET
ŁÓDZKI**

FINANSE i PRAWO FINANSOWE

JOURNAL of FINANCE and FINANCIAL LAW

ISSN 2353-5601

vol. 1(41)

MARZEC/MARCH 2024

K W A R T A L N I K

Rada Naukowa

Femi Ayoola (University of Ibadan, Nigeria)
Djula Borozan (University of Osijek, Chorwacja)
Raffaella Ciuffreda (University of Sannio, Włochy)
Zbysław Dobrowolski (Uniwersytet Jagielloński, Polska)
Teresa Famulska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Polska)
Stanisław Flejterski (Uniwersytet Szczeciński, Polska)
Jerzy Gajdka (Uniwersytet Łódzki, Polska)
Grzegorz Gołębiowski (Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Polska)
Iryna Hryhoruk (Vasyl Stefanyk Precarpathian National University, Ivano-Frankiv'sk, Ukraina)
Ireneusz Jaźwiński (Uniwersytet Szczeciński, Polska)
Hongjoo Jung (Sungkyunkwan University Seoul, Korea Płd.)
Sami Kajalo (Aalto University, Finlandia)
Stanisław Kasiewicz (Szkoła Główna Handlowa w Warszawie: SGH, Polska)
Zbigniew Kmiecik (Uniwersytet Łódzki, Polska)
Sophia Lobozyńska (Ivan Franko L'viv National University of Lviv, Ukraina)
Maciej Malaczewski (Uniwersytet Łódzki, Polska)
Elena Manas (University of Alcalá de Henares, Hiszpania)
Daniel Meyer (College of Business and Economics in Johannesburg, RPA)
Veronika Miťková (Comenius University Bratislava, Słowacja)
María del Carmen Montero Bancalero (Universidad de Sevilla)
Paulo Reis Mourao (University of Minho, Braga, Portugalia)
Yunju Nam (University at Buffalo of New York, USA)
Kazumi Naito (Keio University, Japonia)
Abdelhamid Nechad (ENCG Tangier, Maroko)
Dijana Oreski (University of Zagreb, Hiszpania)
Witold Orłowski (Uniwersytet Łódzki, Akademia Finansów i Biznesu Vistula, Polska)
Fazilah Mohd Razali (University Putra Malaysia, Selangor, Malezja)
Humberto Nuno Rito Ribeiro (University of Aveiro, Portugalia)
María Dolores Alcaide Ruiz (University of Seville, Hiszpania)
Ramona Rupeika-Apoga (University of Latvia, Ryga, Łotwa)
Edyta Rutkowska-Tomaszewska (Uniwersytet Wrocławski, Polska)
Carmen Sanchez (Universidade de Santiago de Compostela, Hiszpania)
Wolfgang Scherf (Justus Liebig University, Giessen, Niemcy)
Francisco Serrano Dominguez (Universidad de Sevilla, Hiszpania)
Biagio Simonetti (University of Sannio, Włochy)
Iryna Skomorowycz (Ivan Franko National University of Lviv, Ukraina)
Magdalena Maria Stuss (Uniwersytet Jagielloński, Polska)
Anna Tarabasz (SP Jain School of Global Management, Dubai, Zjednoczone Emiraty Arabskie)
Mahmut Tekce (Uniwersytet Marmara, Turcja)
Fátima Teresa Sol Murta (University of Coimbra, Portugalia)
Jacek Tomkiewicz (Akademia Leona Koźmińskiego, Warszawa, Polska)
Harry W. Trummer (Goethe University, Frankfurt, Niemcy)
Ulyana Vladychyn (Ivan Franko National University of Lviv, Ukraina)
Leon Wolff (Hitotsubashi University, Tokyo, Japonia)
Valentyna Mykhailivna Yakubiv (Vasyl Stefanyk Precarpathian National University, Ukraina)

Zespół Redakcyjny

Redaktor Naczelny

Iwona Dorota Czechowska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Paulo Reis Mourao (University of Minho, Braga, Portugalia)

Zastępca Redaktora Naczelnego

Dagmara Hajdys (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Ramona Rupeika-Apoga (University of Latvia, Ryga, Łotwa)

Redaktor Tematyczny: Finanse

Monika Marcinkowska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Sophia Lobozyńska (Ivan Franko L'viv National University of Lviv, Ukraina)

Redaktor Tematyczny: Prawo Finansowe

Edyta Rutkowska-Tomaszewska (Uniwersytet Wrocławski, Wydział Prawa, Administracji i Ekonomii)
Anna Młostko-Olszewska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)

Redaktor Tematyczny: Zarządzanie finansami przedsiębiorstw i rynek kapitałowy

Monika Bolek (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)

Redaktor Tematyczny: Rozwój gospodarczy

Abdelhamid Nechad (ENCG Tangier, Maroko)

Redaktor Tematyczny: Technologia i zarządzanie

Humberto Nuno Rito Ribeiro (University of Aveiro, Portugalia)

Redaktor Języka Angielskiego

Katarzyna Walińska (Uniwersytet Łódzki, Studium Języków Obcych)

Redaktor Statystyczny

Wojciech Zatoń (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Łukasz Ziarko (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Statystyki i Demografii)

Redaktor ds. Organizacyjno-Prawnych

Agnieszka Czajkowska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Tomasz Florczak (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)

Redaktor Naukowy

Joanna Stawska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Magdalena Ślebocka (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Fátima Teresa Sol Murta (University of Coimbra, Portugalia)

Redaktor ds. umiędzynarodowienia czasopisma

Małgorzata Jabłońska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Robert W. McGee (Fayetteville State University, Stany Zjednoczone)
Mahmut Tekce (Uniwersytet Marmara, Istanbul, Turcja)

Sekretariat Redakcji

Małgorzata Jędraszczyk (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)

Redaktor Techniczny

Leonora Gralka (Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego)
Katarzyna Michalska (Absolwentka Uniwersytetu Łódzkiego, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny)
Monika Wolska-Bryl (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny)

Obsługa strony IT

Jacek Sikorski (Absolwent Uniwersytetu Łódzkiego, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny)
Dariusz Jędrzejka (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)

Stała współpraca:

Marta Padászyńska (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Radosław Witczak (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Wojciech Zatoń (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Artur Zimny (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Finansów)
Studenckie Koło Naukowe Analiz i Prognozowania Gospodarczego 4Future (Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny)

Wszystkie artykuły publikowane w czasopiśmie przeszły podwójną – ślepą recenzję.

SPIS TREŚCI

Beata Kurzyk – Persystencja wyników Otwartych Funduszy Emerytalnych/OFE działających na polskim rynku kapitałowym w dobie pandemii	7
Cezary Bolek, Monika Bolek – Exchange Rates and Capital Market Instruments – Analysis Based on the Example of Switzerland before and during the Covid-19 Pandemic	29
Przemysław Konieczka – Decyzje w zakresie dywidendy a długoterminowe stopy zwrotu. Przypadek polskiego rynku akcji	47
Grzegorz Przekota – Powiązania przyczynowo-skutkowe zmian płac i wzrostu gospodarczego	67
Rafał Rosiński, Julia Mundziel – Indirect Taxation: Assessing the Impact of the Sugar Tax in Poland	83
Anna Szczepańska-Przekota – Wahania sezonowe jako skutek zmian w strukturze inwestorów – studium przypadku dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.	97
Katarzyna Lewkowicz-Grzegorzczuk – Rozwiązania prorodzinne w podatku od dochodów osobistych w Polsce w kontekście wyzwań demograficznych	117

PERSYSTENCJA WYNIKÓW OTWARTYCH FUNDUSZY EMERYTALNYCH/OFE DZIAŁAJĄCYCH NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM W DOBIE PANDEMII

Beata Kurzyk*



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.01>

PERSISTENCE OF RESULTS OF OPEN PENSION FUNDS/OFE OPERATING ON THE POLISH CAPITAL MARKET DURING THE PANDEMIC

ABSTRACT

The purpose of the article. Demonstrating the repeatability of pension fund performance is an important indicator of future investment decisions. Research on the persistence of results was and still is mainly focused on investment funds. In Poland little research has been devoted to the issue of maintaining the performance of pension funds, minimal in relation to OFE.

The main aim of this paper was to examine the persistence of OFE results¹ on the Polish capital market during the pandemic Covid-19.

Methodology. Ten OFE funds were identified. The analysis covered the persistence of rates of return of individual OFEs, calculated at monthly (34), quarterly (11), and half-yearly (5) intervals in the period from March 1, 2020 to December 31, 2022. The analysis was carried out using a measure whose structure is based on rate of return calculated based on the reference rate (risk-free excess rate of return).

Results of the research. The article presents the results of research on the persistence of return rates of ten Open Pension Funds in Poland during the COVID-19 pandemic. The results were shown to be inconsistent and reversible. This speaks in favor of the hypothesis that short-term repetition does not occur during economic downturns.

Keywords: OFE funds, coronavirus pandemic, investment decisions, resilience of results, rankings, economic downturn.

JEL Class: G (Financial Economics).

* Doktorantka, Katedra Rynku i Inwestycji Kapitałowych, Uniwersytet Łódzki, e-mail: beata.kurzyk@edu.uni.lodz.pl, <https://orcid.org/0000-0002-5083-6880>

¹ Performance persistence (persystencja stóp zwrotu) to zjawisko wpływające na rozwój rynku funduszy inwestycyjnych polegające na utrzymywaniu się ich wyników.

WPROWADZENIE

Celem istnienia każdego systemu emerytalnego jest zapewnienie dochodów osobom, które nie są już zdolne, głównie z racji podeszłego wieku, do utrzymania się z pracy zarobkowej.

Wydatki na świadczenia emerytalno-rentowe wciąż stanowią jedną z najważniejszych pozycji w polskim (i nie tylko) systemie finansów publicznych nie tylko ze względu na ich wielkość, ale również ze względu na ich znaczenie społeczne. W Polskiej Rzeczypospolitej Ludowej XX wieku proporcja liczby osób otrzymujących świadczenia w stosunku do liczby pracujących była niższa niż obecnie, stąd ZUS miał finansową płynność na pokrycie bieżących zobowiązań.

Pod koniec ubiegłego wieku utrzymanie dotychczasowej stopy zastąpienia, czyli wysokości emerytury na poziomie 70-80 proc. otrzymywanej pensji było nierealne, między innymi z powodu starzenia się społeczeństwa, pogarszającej się sytuacji demograficznej, niskiej składki czy przywilejów emerytalnych nadawanych kolejnym grupom zawodowym i społecznym².

Były to dekady rosnącego bezrobocia, dwucyfrowej inflacji, emigracji zarobkowej ludności aktywnej zawodowo, oraz przełomowych zmian ustawodawczych (od roku 1997 Polska jest republiką parlamentarną) i radykalnych reform gospodarczych (plan Balcerowicza z 1990 r.). Zakład Ubezpieczeń Społecznych postrzegano jako przestarzałą i niewydolną instytucję, w której repartycyjny system świadczeń emerytalnych³ wymagał pilnych i gruntownych zmian. Reforma emerytalna z roku 1999 zakładała zwiększenie stabilności systemu emerytalnego, obniżenie budżetowych kosztów jego funkcjonowania oraz zapewnienie bezpieczeństwa poprzez dywersyfikację źródeł pochodzenia świadczeń emerytalnych.

W ramach reformy powstały Otwarte Fundusze Emerytalne, których autorem był zespół prof. Marka Góry⁴. OFE, jako system kapitałowy zdefiniowanej składki (II filar) zarządzany przez prywatne podmioty – Powszechne Towarzystwa Emerytalne (PTE), miał być mocnym wsparciem państwowego, repartycyjnego systemu emerytalnego (I filar).

Zwolennicy takiego rozwiązania stawiali wówczas za wzór system wdrożony na początku lat osiemdziesiątych w Chile⁵.

² Możliwość wcześniejszego przejścia na emeryturę dla sędziów, prokuratorów, służb celnych, mundurowych, górników, kolejarzy, nauczycieli i prezydentów RP.

³ System repartycyjny, tzw. umowa międzypokoleniowa, w której młodsze, pracujące pokolenia finansują emerytury starszych. Wydolność systemu opiera się na przyroście ludności aktywnej zawodowo.

⁴ Prof. Marek Góra, ekonomista, wykładowca w SGH w Warszawie, współautor reformy systemu emerytalnego wprowadzonej przez rząd prof. Jerzego Buzka. Związany z CASE (Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych).

⁵ System emerytalny Pinocheta z 1981 r. przekształcający repartycyjny system emerytalny w kapitałowy został wprowadzony przez chilijskich ekonomistów wykształconych w USA, którzy

Już w latach dziewięćdziesiątych XX wieku obawiano się załamania wydolności ZUS, który przewidywał przyszłą stopę zastąpienia na poziomie głodowego świadczenia 30 proc.

Otwarte Fundusze Emerytalne obiecywały swoim uczestnikom przywrócenie stopy zastąpienia świadczenia emerytalnego do poziomu 70 proc. Sposobem na to miało być pomnażanie gromadzonych oszczędności na rynku kapitałowym przez podmioty zarządzające/PTE.

Setki tysięcy osób, które przystąpiły w latach dziewięćdziesiątych XX wieku do systemu Otwartych Funduszy Emerytalnych było przekonanych, że emerytura kapitałowa pozwoli im na godny wypoczynek, również w ciepłych krajach. Taką wizją kusiły reklamy OFE, obiecując przyszłym emerytom, że ich zainwestowany kapitał dzięki odkładanym co miesiąc blisko 20 proc. pensji brutto⁶ przyniesie zysk gwarantujący wysokie świadczenia emerytalne.

Orędownicy OFE⁷ mieli nadzieję, że nowy system emerytalny z 1999 roku zyska zaufanie społeczne i nie będzie zagrażał finansom publicznym. Polska była wówczas jednym z państw rozwijających się, w którym reforma systemu emerytalnego zakładała obligatoryjne istnienie elementu kapitałowego.

Obowiązkiem przystąpienia do OFE objęte były osoby urodzone po 1968 r. Osoby urodzone w latach 1949–1968 mogły wnioskować o dostęp do systemu. Reforma Otwartych Funduszy Emerytalnych z 2014 r. sprawiła, że członkostwo w OFE dla wszystkich pracujących roczników stało się dobrowolne. W latach 2014 i 2016 można było złożyć deklaracje o pozostaniu w OFE. Osoby, które tego nie zrobiły zostały przeniesione do ZUS. Nie oznacza to, że przestały być członkami OFE, gdyż mają w funduszach środki wpłacone w przeszłości i po osiągnięciu wieku emerytalnego nabywają prawo do wypłaty z OFE.

W roku 2023 osoby, które wchodzą na rynek pracy wciąż można przystąpić do Otwartych Funduszy Emerytalnych. Zgodnie z wyrokiem Trybunału Konstytucyjnego z 2015 r., środki zgromadzone w OFE są jednak środkami publicznymi, a nie prywatnymi.

Po ponad dwóch dekadach funkcjonowania Otwartych Funduszy Emerytalnych, opinia na ich temat jest wstrzemięźliwa, a w wielu aspektach krytyczna. Już na starcie wizja przyszłych, dużych zysków została ostudzona. Powodem były bardzo wysokie, niezależne od wyników finansowych opłaty manipulacyjne i prowizje za zarządzanie pobierane przez PTE, co znacznie pomniejszało bieżące

czerpali inspiracje z twórcy monetaryzmu M. Friedmana. Większość chilijskich naukowców odnosiła się krytycznie do kapitałowego systemu emerytalnego, który zakończono w 2020 r., oficjalnie wskutek epidemii wirusa SARS-CoV-2.

⁶ Łącznie 19,52 proc. wynagrodzenia brutto.

⁷ Prof. Mitchell A. Orenstein z Johns Hopkins University przedstawił mechanizmy wprowadzenia kapitałowego filara systemu emerytalnego w niektórych krajach Ameryki Południowej i Europy Środkowej, w tym w Polsce.

środki trafiające do OFE⁸. Otwarte Fundusze Emerytalne były jedynym beneficjentem zmian. Państwo wciąż finansowało wypłaty emerytur, zaś kapitał Kowalskiego przystępującego do OFE znacząco malał. Dopiero po dekadzie wprowadzono regulacje dotyczące wysokości opłat i prowizji.

Od 2014 roku obowiązuje limit opłaty od składki ustalony na poziomie 1,75 procent⁹.

Po I wojnie światowej w wielu krajach¹⁰ systemy emerytalne korzystały z metody kapitałowej, odpornej na skutki niżu demograficznego. W latach Wielkiego Kryzysu 1929–1933, wycofano się z niej na rzecz metody repartycyjnej PAYG¹¹, którą wprowadził po koniec XIX wieku kanclerz Niemiec Bismarck¹². System repartycyjny, to umowa międzypokoleniowa uzależniona od wysokiej dzietności pracującego pokolenia.

Obecnie obserwujemy przewagę występowania metod mieszanych, ale zdarzają się wyjątki¹³.

Od 2017 roku ustawowy wiek emerytalny w Polsce należy do najniższych w Europie i wynosi 60 lat dla kobiet i 65 lat dla mężczyzn. W większości krajów Unii Europejskiej wiek emerytalny to 65–67 lat, przy czym rezygnuje się z jego zróżnicowania ze względu na płeć.

Istotna przebudowa portfela OFE miała miejsce w roku 2014, kiedy to zgodnie z ustawowymi ograniczeniami¹⁴ zdecydowano m.in. o przekazaniu części obligatoryjnej składek do ZUS, obniżeniu opłat i zakazie reklam¹⁵. Najwięcej obaw budziła liberalizacja polityki inwestycyjnej polegająca na ograniczeniu inwestowania przez Otwarte Fundusze Emerytalne w obligacje Skarbu Państwa i ustalająca minimalny poziom inwestycji w akcje na poziomie 75%. Obecnie największą część aktywów OFE stanowią akcje notowane na polskiej Giełdzie Papierów

⁸ Prowizje i opłaty – z chwilą wprowadzenia OFE, z uwagi na brak limitu wysokość prowizji sięgała 13 proc. Ze 100 zł postawało w nim jedynie 87 zł minus wysokie opłaty za zarządzanie. Przykładowo szwedzkie fundusze emerytalne pobierały/pobierają jedynie opłatę za zarządzanie całością aktywów, różnicując jej wysokość w zależności od tego, czy są lokowane w papiery wartościowe: 0,42 proc. czy w akcje: 0,89 proc.

⁹ Pierwsza Regulacja prowizji i opłat ze stycznia 2010 roku obniżyła opłatę od składki do maksymalnie 3,5 proc.

¹⁰ M.in. w Polsce, w Niemczech, w Szwecji, na Węgrzech.

¹¹ PAYG, *pay-as-you-go*, składki pokolenia aktywnego zawodowo wypłacane są emerytom uprawnionym do otrzymywania świadczeń.

¹² W 1889 roku kanclerz Niemiec Otto von Bismarck wprowadził pierwszy na świecie system emerytalno-rentowy, taki sam jak działający do tej pory I filar systemu emerytalnego w Polsce.

¹³ Kapitałowe reformy emerytalne w Chile i na Węgrzech okazały się porażką. Obecnie kraje te wróciły do systemu repartycyjnego. Największym beneficjentem wcześniejszej prywatyzacji systemów emerytalnych okazały się zagraniczne, głównie amerykańskie instytucje finansowe.

¹⁴ Ustawa z dnia 6 grudnia 2013 r. o zmianie niektórych ustaw w związku z określeniem zasad wypłaty emerytur ze środków zgromadzonych w Otwartych Funduszach Emerytalnych.

¹⁵ Zakaz reklamowania OFE zniesiono wyrokiem Trybunału Konstytucyjnego w 2015 roku.

Wartościowych w Warszawie (blisko 80%), drugą pozycję zajmują akcje zagraniczne (10%), pozostałe to m.in. depozyty bankowe w walucie polskiej i obcej, obligacje korporacyjne, obligacje samorządowe, listy zastawne.

Cechą charakterystyczną funduszy jest „suwak bezpieczeństwa”. To mechanizm automatycznego transferowania środków z OFE do ZUS (na subkonto ubezpieczonego), który zaczyna działać w momencie, gdy do przejścia na emeryturę zostało 10 lat.

Na początku reformy funkcjonowało w Polsce 21 Otwartych Funduszy Emerytalnych. W badanym okresie było ich 10, obecnie pozostało jedynie 8. Konsolidacja funduszy sprzyja zachowaniom stadnym inwestorów naśladowujących działania konkurencji, co osłabia atrakcyjność funduszy.

Czy to oznacza, że fundusz powielając taktykę inwestycyjną innego funduszu wykazuje podobny wynik (zysk/stratę) i plasuje się na bliskiej pozycji w rankingu danego benchmarku?

Czy konkretny fundusz poprzez swoje zachowania inwestycyjne jest „zawsze” w czołówce rankingu, lub „zawsze” na jego końcu?

Czy ta zdolność wypracowywania zysku na wysokim, lub niskim poziomie jest stała?

Udzielenie odpowiedzi na powyższe pytania, to główne cele badawcze artykułu.

Autor pracy nie badał persystencji stóp zwrotu OFE w ujęciu historycznym, czyli od chwili ich wejścia na rynek w roku 1999, ani nie analizował persystencji od 2014 roku, kiedy to zmieniły się zasady inwestowania i OFE stały się podobne do inwestycyjnych funduszy akcyjnych.

Badaniu poddano zachowania inwestycyjne Otwartych Funduszy Emerytalnych w czasie trwania pandemii COVID-19, gdyż było to wydarzenie globalne, o wyjątkowym charakterze i długotrwałym wpływie na wszystkie sfery ludzkiego życia, tak w makro, jak i w mikroskali.

Ludzkość doświadcza pandemii relatywnie rzadko. Pandemie są nieprzewidywalne i określa się je mianem *black swans* „czarne łabędzie” (Szczepański, 2020).

W listopadzie 2019/Chiny, w marcu 2020/Europa, wybuch pandemii spowodował duże spadki cen akcji. Negatywny wpływ pandemii COVID-19 odczuło większość firm. Nastąpiło zachwianie łańcuchami dostaw, ograniczanie produkcji/usług, zwalnianie pracowników czy wygaszanie działalności.

W połowie roku 2020 analitycy i eksperci finansowi opracowali optymistyczne, neutralne i pesymistyczne scenariusze na nadchodzące kwartały. Oto kilka przykładów:

„Scenariusz pesymistyczny zakłada, że większość państw członkowskich nie dokona koordynacji procesu „odmrożenia” swoich gospodarek ze względu na brak kontroli nad skalą procesu zakażeń i segmenty poszczególnych krajowych rynków nie będą ze sobą zsynchronizowane” (Męcina i Potocki, 2020).

Wiceprezes Chińskiej Komisji Regulacyjnej ds. papierów wartościowych (CSRC) Li Chao, wyraził optymistyczną prognozę końca wyhamowania gospodarczego, którą opublikowano w China Daily, Hong Kong: „Zewnętrzny wpływ na rynek finansowy będzie krótkotrwały i nie zmieni trendu stałego rozwoju chińskiego rynku finansowego”¹⁶.

Początek pandemii to gwałtowne spowolnienie produkcji i ograniczenie w handlu towarów i usług. Jednak paradoksalnie i zgodnie z przytoczoną opinią Li Chao, Chiny jako jedyne szybko wyszły z tego zastoju gospodarczego. Globalnie inne kraje nie poradziły sobie w takim stopniu jak Państwo Środka.

Dla kontrastu można wskazać obszary, które „dzięki” pandemii COVID-19 wzmocniły się, a ich rozwój przyspieszył: e-handel, nowoczesne technologie, e-komunikowanie czy przemysł farmaceutyczny.

Pod koniec lutego 2022 r. Rosja dokonała zbrojnego ataku na Ukrainę, czego negatywne skutki wpływają na gospodarki wielu państw. Wyodrębnienie oddziaływania tego konfliktu na rynki finansowe wykracza jednak poza merytoryczny zakres badań ujętych w niniejszej pracy.

1. PRZEGLĄD LITERATURY PRZEDMIOTU

System emerytalny w Polsce, podobnie jak systemy emerytalne na świecie doczekał się licznych opracowań, artykułów i prac naukowych, co zrozumiałe, gdyż troska o źródło przyszłych dochodów towarzyszy człowiekowi przez całe życie.

Od wielu dekad zjawisko utrzymywania się stóp zwrotu było przedmiotem zainteresowań badaczy. Początki sięgają lat 60. i 70. ubiegłego wieku i dotyczą w większości funduszy inwestycyjnych. Autorzy prac z lat 90. Titman i Grinblatt (1993), Grinblatt i in. (1995) czy Elton i in. (1996) przyjrzeni się temu zjawisku w różnych horyzontach czasowych. Zauważyli, że fundusze inwestycyjne są w stanie utrzymać wysokie miejsca w rankingu w długim (5–10 letnim) i średnim (2–3 letnim) okresie. Zaobserwowali też zachowanie stadne (*herd behaviour*) rynków finansowych, opisane jako zjawisko nieuniknione i skutkujące powstawaniem baniek spekulacyjnych. Grinblatt i Titman podkreślali, że historyczne wyniki inwestycyjne funduszy dostarczają użytecznych informacji dla inwestorów, co do alokacji zasobów w te instrumenty.

Autorzy późniejszych prac, Philpot i in. (2000), czy Tawatnuntachai i Polwi-ton (2006) bazujący na zwykłej stopie zwrotu i współczynniku Sharpe’a dowiedli braku persystencji stóp zwrotu przez długi okres i słabe jej utrzymanie się przez krótki okres.

¹⁶ *The external impact on the financial market will be short-lived and will not change the trend of steady development on China's financial market.*

Najbardziej obszernymi pracami dotyczącymi utrzymywania się stóp wzrostu tradycyjnych funduszy inwestycyjnych są badania Budiono i Martensa (2010) przeprowadzone dla okresu rocznego kilku tysięcy amerykańskich funduszy akcji w latach 1962–2006. Wykazano występowanie persystencji najlepszych i najslabszych funduszy, ale tylko częściowo. Istotna była relacja między wielkością stóp zwrotu, a cechami funduszu, takimi jak wielkość, czas funkcjonowania czy styl inwestowania.

Inni autorzy zajmujący się powtarzalnością wyników funduszy zgadzali się z tymi wnioskami bądź je negowali na podstawie sprzecznych lub mieszanych wyników swoich badań.

Również w Polsce badano persystencję funduszy akcyjnych. Tu należy wymienić pracę Czekaja i Grotowskiego (2014) pt. *Krótkoterminowa persystencja wyników osiąganych przez fundusze akcyjne działające na polskim rynku kapitałowym*. Obaj badacze zajmowali się persystencją funduszy i stwierdzili, że na polskim rynku utrzymywanie się wyników funduszy inwestycyjnych trwa krócej niż okres dobrej lub złej passy danego funduszu w przeszłości, a w czasie bessy związanej z kryzysem zadłużeniowym w latach 2007–2009 krótkoterminowe wyniki akcyjnych funduszy inwestycyjnych nie były powtarzalne w kolejnych okresach, a wręcz przeciwnie, były one „odwracane”.

Badaniem efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych zajmowali się między innymi autorzy takich prac jak Witkowska i Kompa (2015), Witkowska (2016), czy Zimny (2017).

Zagadnienia związane z funduszami OFE również były przedmiotem analiz, projektów badawczych, w tym projektu NCN 2013/09/B/HS4/00493 pt. *Analiza rynku otwartych funduszy emerytalnych na tle rynku otwartych funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w Polsce*. Porównywano efektywność inwestycji realizowanych przez OFE i ZUS w latach 2000–2013 za pomocą takich miar efektywności jak wskaźnik Sharpe’a¹⁷, Treynora¹⁸, Jensena¹⁹ i Sortino, oraz za pomocą testów statystycznych.

Otwarte Fundusze Emerytalne nie były badane w zakresie zdolności do utrzymania stóp zwrotu w trakcie występowania ekstremalnych wydarzeń, takich jak pandemia. Badanie persystencji wyników w tym trudnym czasie jest istotne z punktu widzenia uczestników rynku, czyli każdego Kowalskiego mającego

¹⁷ Wskaźnik Sharpe’a to miara określająca wysokość „premii” z danego portfela inwestycyjnego w odniesieniu do poniesionego ryzyka. Im wyższa jego wartość, tym większa spodziewana stopa zwrotu przy poziomie ryzyka constant. Ryzyko to odchylenie standardowe stopy zwrotu.

¹⁸ Wskaźnik Treynora to wskaźnik pozwalający, podobnie jak wskaźnik Sharpe’a, ocenić wysokość „premii” uzyskanej z portfela inwestycyjnego w stosunku do poniesionego ryzyka. Ryzyko to współczynnik beta portfela.

¹⁹ Wskaźnik Jensena wyznaczany jako nadwyżkowa stopa zwrotu nad teoretyczną stopą zwrotu wynikającą z linii SML/Security Market Line. Pomija element ryzyka.

swoje aktywa w OFE. Z uwagi na ogromny i złożony wpływ pandemii na gospodarkę zbadano persystencję miesięczną kwartalną i półroczną stóp zwrotu dziesięciu OFE w okresie trwania w Polsce pandemii COVID-19.

Wyniki badań obejmują okres od 1 marca 2020 r.²⁰ do 31 grudnia 2022 r.

Badania nie obejmują pierwszego półrocza 2023 r.²¹ z uwagi na znaczne już wówczas rozluźnienie obostrzeń, co skutkowało ożywieniem gospodarczym na rynkach kapitałowych.

Obecnie wstrzymano prace nad ustawą o przeniesieniu środków z OFE do IKE lub do ZUS. Fundusze działają w oparciu o dotychczasowe regulacje prawne, zatem badanie zachowań inwestycyjnych tych podmiotów jest w pełni uzasadnione.

2. HIPOTEZA BADAWCZA, CEL PRACY I OPIS DANYCH

Hipoteza o występowaniu krótkookresowej powtarzalności wyników była weryfikowana w literaturze przedmiotu i dotyczyła głównie funduszy inwestycyjnych. Należy w tym miejscu przywołać hipotezę badawczą Jana Czekaja i Michała Grotowskiego (2014) mówiącą o tym, że w czasie bessy krótkoterminowe wyniki akcyjnych funduszy inwestycyjnych nie były powtarzalne w kolejnych okresach, a wręcz przeciwnie, były one „odwracane”.

Ponieważ niniejsza praca dotyczy persystencji stóp zwrotu OFE w okresie pandemii, można przyjąć hipotezę o braku występowania persystencji w okresie trwania bessy.

Hipoteza zakłada, że jeżeli fundusze ustawione w rankingu od najlepszych do najgorszych wykazują inną kolejność w okresie t_1 (okres następujący) w stosunku do okresu t_0 (okres poprzedzający), to oznacza, że fundusze mieszają się i nie utrzymują trwałości wyników.

W celu potwierdzenia tej hipotezy zbadano stopy zwrotu dziesięciu Otwartych Funduszy Emerytalnych działających w Polsce. Obserwowano interwały miesięczne (34), kwartalne (11) i półroczne (5). Celem badania było ustalenie, czy OFE zachowują wypracowany poziom określany persystencją stóp zwrotu.

Do obliczeń wysokości stóp zwrotu wykorzystano dane udostępnione na stronie internetowej www.analizy.pl. Dane pobrano za okres od 1 marca 2020 r. do 31 grudnia 2022 r.

²⁰ 20 marca 2020 r. premier Mateusz Morawiecki ogłosił wprowadzenie na terytorium Polski „stanu epidemii”.

11 marca 2020 r. Światowa Organizacja Zdrowia (WHO) ogłosiła początek pandemii COVID-19.

²¹ 1 lipca 2023 r. rozporządzeniem Ministra Zdrowia ogłoszono koniec pandemii.

5 maja 2023 r. Światowa Organizacja Zdrowia (WHO) ogłosiła koniec pandemii COVID-19.

Dziesięć Otwartych Funduszy Emerytalnych/OFE biorących udział w badaniu to: AEGON (dawn. PBK “Orzeł”, Ergo Hestia), ALLIANZ, AVIVA SANTANDER²² (dawn. Commercial Union, Aviva), AXA/UNIQA (dawn. AXA, Winterthur, Credit Suisse Life & Pensions), GENERALI (dawn. Zurich), METLIFE (dawn. Amplico, AIG), NATIONALE-NEDERLANDEN (dawn. ING,), PKO BP BANKOWY (dawn. Bankowy), POCZTYLION, PZU „ZŁOTA JESIEŃ”.

W tabeli 1 zestawiono wartości aktywów OFE między listopadem a grudniem 2022 r. Wartości grudniowe wykazują niewielki wzrost. Liczba uczestników OFE w grudniu 2022 zmalała, co jest wynikiem struktury demograficznej funduszy.

Tabela 1. Zestawienie wartości aktywów OFE na koniec listopada i grudnia 2022 r. oraz zestawienie liczby uczestników OFE na koniec listopada i grudnia 2022 r.

Otwarty Fundusz Emerytalny	Wartość aktywów w mln PLN na dzień 30.11.2022	Wartość aktywów w mln PLN na dzień 31.12.2022	Liczba uczestników na dzień 30.11.2022	Liczba uczestników na dzień 31.12.2022
AEGON	13 404,1	13 435,2	1 688 846	1 684 084
ALLIANZ Polska	7 445,0	7 486,2	997 795	995 910
AVIVA Santander ²³	32 951,4	33 271,5	2 349 763	2 341 785
AXA/UNIQA	9 851,8	9 947,6	1 043 981	1 041 490
GENERALI	7 898,6	7 941,3	926 458	924 471
METLIFE ²⁴	11 674,3	11 812,0	1 458 644	1 453 510
NATIONALE-Nederlanden	41 139,0	41 535,8	2 823 589	2 816 696
PKO BP BANKowy	7 133,3	7 074,3	866 084	864 144
POCZTYLION	2 696,6	2 723,8	541 523	540 426
PZU ZŁOTA JESIEŃ	21 206,6	21 226,8	2 236 120	2 228 933

Źródło: analizy.pl; opracowanie własne.

W kolejnych latach liczba akcjonariuszy będzie się dalej zmniejszać z uwagi na liczny udział uczestników OFE w przedziale wiekowym 51 plus. Najwięcej członków ma fundusz Nationale-Nederlanden OFE i on też dysponuje najgrubszym portfelem aktywów.

²² 2 stycznia 2023 r. Aviva Otwarty Fundusz Emerytalny Aviva Santander zmienił nazwę na Drugi Allianz Polska Otwarty Fundusz Emerytalny. Drugi Allianz Polska OFE oraz Allianz Polska OFE połączyły się 12 maja 2023 r.

²³ Od 2 lipca 2022 r. AVIVA PTE S.A. działa pod marką ALLIANZ.

²⁴ Od 12 października 2022 r. METLIFE PTE S.A. działa pod nazwą NNLife.

W tabeli 2 zestawiono procentowe struktury aktywów w podziale na ryzykowne *versus* bezpieczne oraz struktury geograficzne aktywów w podziale na krajowe *versus* zagraniczne, co stanowi ciekawą informację szczególnie w przywołaniu Grenlandii, gdzie angażowane są znaczne aktywa wszystkich OFE, głównie w złoża ropy. Najwięcej w tym rejonie inwestuje AEGON, najmniej POCZTYLION.

Tabela 2. Zestawienie procentowe struktury aktywów w podziale na ryzykowne i bezpieczne oraz zestawienie procentowe struktury geograficznej w podziale na aktywa krajowe i wiodące aktywa zagraniczne na koniec grudnia 2022 r.

Otwarty Fundusz Emerytalny	Struktura aktywów w proc.: ryzykowne – bezpieczne (na dzień 31.12.2022 r.)	Klasy aktywów w proc. struktura geograficzna, aktywa: krajowe – zagraniczne wiodące (na dzień 31.12.2022 r.)
AEGON	90,75–9,06	Polska 88,77 – Grenlandia 11,23
ALLIANZ Polska	84,99–14,89	Polska 86,63 – Grenlandia 7,60
AVIVA Santander	89,66–10,05	Polska 90,39 – Grenlandia 9,61
AXA/UNIQA	85,42–14,36	Polska 90,53 – Grenlandia 8,35
GENERALI	88,64–11,29	Polska 87,54 – Grenlandia 10,49
METLIFE	87,99–10,35	Polska 94,13 – Grenlandia 5,97
NATIONALE-Nederlanden	86,24–13,51	Polska 87,73 – Grenlandia 9,20
PKO BP BANKowy	89,26–10,32	Polska 83,26 – Grenlandia 9,71
POCZTYLION	87,43–8,61	Polska 94,95 – Grenlandia 5,05
PZU ŻŁOTA JESIEŃ	91,92–7,04	Polska 83,65 – Grenlandia 10,96

Źródło: analizy.pl; opracowanie własne.

Pozostałe kraje, w których OFE lokuje nieznaczne aktywa, to: Luksemburg, Finlandia, Portugalia, Niemcy, Czechy, Holandia, Austria, Węgry, Stany Zjednoczone i Włochy.

W badaniu zaobserwowano, iż struktura aktywów podawana na źródłowej stronie wskazuje na nieznaczny wzrost zaangażowania w aktywa bezpieczne w stosunku do poprzedniego półrocza.

3. OPIS METODY BADAWCZEJ

Analizę przeprowadzono za pomocą miernika, którego konstrukcja opiera się na stopie zwrotu obliczonej w oparciu o stopę referencyjną²⁵ (nadwyżkowa stopa zwrotu wolna od ryzyka).

²⁵ Stopa referencyjna ustalana przez Radę Polityki Pieniężnej, to wskaźnik rentowności bonów pieniężnych emitowanych przez NBP. Wysokość stopy referencyjnej wpływa na poziom WIBOR-u (wysokość oprocentowania pożyczek po polskim rynku międzybankowym).

Nie zamieniano prostej stopy zwrotu na logarytmiczną stopę zwrotu, gdyż na potrzeby badania zwykła stopa zwrotu każdorazowo urealniona bieżącą stopą referencyjną bardziej odzwierciedla rzeczywistą informację. Zgodnie z przyjętą metodologią pogrupowano dziesięć Otwartych Funduszy Emerytalnych w pięć „par”, które w okresie t_0 uszeregowano w rankingu od „najlepszych” (1) do „najgorszych” (5) w zależności od wysokości osiągniętej stopy zwrotu.

Stopy zwrotu liczono od 1 marca 2020 r. do 31 grudnia 2022 r. dla każdego interwału miesięcznego (34), kwartalnego (11) i półrocznego (5). Przyjęto hipotezę o braku krótkoterminowej persystencji wyników oraz o występowaniu „odwracalności” wyników w okresie bessy (Czekaj i Grotowski, 2014).

W badaniu persystencji liczonej w poszczególnych interwałach czasowych brały udział te same fundusze emerytalne pogrupowane w pięć portfeli, po dwa fundusze w każdym.

Jeżeli występuje persystencja wyników, to skład i kolejność portfeli ustalona na podstawie osiągniętych stóp zwrotu i uszeregowana od najlepszych (1) do najgorszych (5) funduszy dla pierwszego okresu pomiarowego t_0 powinna być taka sama w drugim okresie pomiarowym t_1 . Jeżeli portfel funduszy w okresie t_1 jest różny od portfela funduszy w poprzedzającym go okresie t_0 , to wykazana zmieniona kolejność ich pozycji w rankingu jest dowodem nieistnienia persystencji wyników w danym okresie.

W interwałach miesięcznych zbadano 34 miesiące. Pomiaru dokonano na 33 zestawieniach.

Tabela 3 – pierwszym okresem pomiarowym t_0 był marzec 2020 r., kolejnym okresem pomiarowym t_1 był kwiecień 2020 r. W następnym etapie stopy zwrotu okresu t_1 traktowano jako wartości t_0 dla kwietnia, a kolejnym badanym miesiącem w okresie porównawczym t_1 był maj 2020 r.

W interwałach kwartalnych zbadano 11 kwartałów. Pomiaru dokonano na 10 zestawieniach.

Tabela 4 – pierwszym okresem pomiarowym t_0 był 2. kwartał 2020 r., kolejnym okresem pomiarowym t_1 był 3. kwartał 2020 r. W następnym etapie stopy zwrotu okresu t_1 traktowano jako wartości t_0 dla 3. kwartału 2020 r., a kolejnym badanym kwartałem w okresie porównawczym t_1 był 4. kwartał 2020 r.

W interwałach półrocznych zbadano 5 takich okresów. Pomiaru dokonano na 4 zestawieniach.

Tabela 5 – pierwszym okresem pomiarowym t_0 było drugie półrocze 2020 r., kolejnym okresem pomiarowym t_1 było pierwsze półrocze 2021 r. W następnym etapie stopy zwrotu okresu t_1 traktowano jako wartości t_0 dla pierwszego półrocza 2021 r., a kolejnym badanym półroczem w okresie porównawczym t_1 było drugie półrocze 2021 r.

Tabela 3. Pierwsza badana nadwyżkowa stopa zwrotu liczona dla miesiąca t_0 i t_1

2020	OFE ranking stopa zwrotu	2020/3	2020/4	
1.	AEGON	-13,665	8,497	
2.	METLIFE	-13,825	8,367	
3.	AXA/UNIQA	-14,005	7,687	
4.	NATIONALE-N	-14,395	7,877	
5.	AVIVA	-14,495	7,747	
6.	POCZTYLION	-14,535	8,687	
7.	PKO BP BANK	-14,825	7,857	
8.	GENERALI	-14,995	7,167	
9.	ALLIANZ	-15,005	7,367	
10.	PZU ZŁOTA J	-15,815	8,487	
1.	t ₀	-13,745	8,432	t ₁
2.	t ₀	-14,200	7,782	t ₁
3.	t ₀	-14,515	8,217	t ₁
4.	t ₀	-14,910	7,512	t ₁
5.	t ₀	-15,410	7,927	t ₁

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 4. Pierwsza badana nadwyżkowa stopa zwrotu liczona dla kwartału t_0 i t_1

2020	OFE ranking stopa zwrotu	2020/2	2020/3
1.	PZU ZŁOTA J/2	15,830	-2,155
2.	POCZTYLION/2	14,490	-1,185
3.	METLIFE/2	14,420	-2,495
4.	AEGON/2	14,170	-1,605
5.	PKO BP BANK/2	14,120	-3,085
6.	NATIONALE-N/2	13,510	-1,855
7.	AXA/UNIQA/2	13,350	-1,985
8.	GENERALI/2	13,140	-1,955
9.	AVIVA/2	12,870	-1,915
10.	ALLIANZ/2	11,710	-1,135
1.	to	15,160	-1,670
2.	to	14,295	-2,050
3.	to	13,815	-2,470
4.	to	13,245	-1,970
5.	to	12,290	-1,525

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 5. Pierwsza badana nadwyżkowa stopa zwrotu liczona dla okresu półrocznego t_0 i t_1

2020	OFE ranking stopa zwrotu	2020/2	2021/1
1.	PZU ŻŁOTA J	14,770	21,240
2.	AVIVA	14,730	18,520
3.	POCZTYLION	14,380	20,040
4.	AXA/UNIQA	14,300	18,700
5.	NATIONALE-N	14,130	19,950
6.	GENERALI	13,720	19,900
7.	AEGON	13,370	19,140
8.	ALLIANZ	12,670	19,750
9.	PKO BP BANK	12,120	21,100
10.	METLIFE	11,210	18,800
1.	t_0	14,750	19,880 t_1
2.	t_0	14,340	19,370 t_1
3.	t_0	13,925	19,925 t_1
4.	t_0	13,020	19,445 t_1
5.	t_0	11,665	19,950 t_1

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabele 3, 4 i 5 przedstawiają fundusze emerytalne uszeregowane zgodnie z osiągniętymi przez nie wynikami, od najlepszych, do najgorszych w czasie t_0 , po którym następuje przetasowanie rankingu stosownie do stóp zwrotu osiągniętych w czasie t_1 , co jest widoczne w prawych kolumnach tabel. Każdy kolejny badany okres t_1 zawierał w swoich portfelach fundusze OFE inne niż te pogrupowane wcześniej od najlepszych (1) do najgorszych (5) dla okresu t_0 .

Przy opisie metody kierowano się pracą Katarzyny Perez (2012), która badała zjawisko persystencji stóp zwrotu polskich funduszy inwestycyjnych. W tym celu Perez zastosowała metodę tzw. tabel liczebności warunkowych. Tabele zbudowała zestawiając fundusze od najlepszych do najslabszych pod względem stopy zwrotu w danym okresie, sprawdzając, czy w kolejnym okresie osiągnęły one również najwyższe lub najniższe stopy zwrotu. Zestawione w rankingu fundusze pogrupowano w portfele, dla których obliczono średnie wartości stopy zwrotu w okresie t_0 i w okresie t_1 . Na podstawie różnic 1–5 wnioskowano o istnieniu persystencji przy niewielkich różnicach lub o braku persystencji przy znaczących różnicach.

4. WYNIKI BADAŃ

Wyniki badań persystencji stóp zwrotu Otwartych Funduszy Emerytalnych w interwałach miesięcznych (33), kwartalnych (10) i półrocznych (4) przedstawiono w tabelach.

Tabela 6 – zestawienie wyników liczonych dla interwałów miesięcznych w okresach t_0 i t_1 .

Tabela 7 – zestawienie wyników liczonych dla interwałów kwartalnych w okresach t_0 i t_1 .

Tabela 8 – zestawienie wyników liczonych dla interwałów półrocznych w okresach t_0 i t_1 .

Czcionką prostą podano wyniki dla t_0 (w sprawdzeniu kursywa), pogrubioną czcionką prostą podano wyniki dla t_1 (w sprawdzeniu kursywa). Różnicę 1–5 w okresach t_0 i t_1 oznaczono czerwoną czcionką.

Pomiary pokazują, że kolejny badany okres t_1 zawierał w szeregach portfelowych (średnia z dwóch funduszy w portfelu) inne fundusze niż te wcześniej pogrupowane w każdym portfelu dla okresu t_0 .

Tabela 6. Badanie nadwyżkowej stopy zwrotu w okresie t_0 i t_1 liczone dla 33 miesięcy

marzec 2020	33	t_0	t_1	grudzień 2022
1,2284	1.(najlepsi)	1,2284	1,0652	1,0652
0,8528	2.	0,8528	1,0844	1,0844
0,6448	3.	0,6448	1,0815	1,0815
0,4566	4.	0,4566	1,2024	1,2024
0,1261	5.(najgorsi)	0,1261	1,1000	1,1000
	średnia	0,6617	1,1067	
	Różnica 1–5	-0,8519	-3,4031	

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 7. Badanie nadwyżkowej stopy zwrotu w okresie t_0 i t_1 liczone dla 10 kwartałów

kwiecień 2020	10	t_0	t_1	grudzień 2022
2,9930	1.(najlepsi)	2,9930	2,4610	2,4610
2,4680	2.	2,4680	2,3780	2,3780
2,0570	3.	2,0570	2,3890	2,3890
1,7200	4.	1,7200	2,4830	2,4830
1,1620	5.(najgorsi)	1,1620	2,2510	2,2510
	średnia	2,0800	2,3924	
	Różnica 1–5	-44140	-7,0400	

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 8. Badanie nadwyżkowej stopy zwrotu w okresie t_0 i t_1
liczone dla 4 interwałów półrocznych

lipiec 2020	4	t_0	t_1	grudzień 2022
6,6740	1.(najlepsi)	6,6740	5,2560	5,2560
6,0150	2.	6,0150	4,9240	4,9240
5,5690	3.	5,5690	5,8410	5,8410
4,7630	4.	4,7630	5,2540	5,2540
3,9610	5.(najgorsi)	3,9610	5,7060	5,7060
	średnia	5,3964	5,3962	
	Różnica 1–5	-13,6340	-16,4690	

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Sumaryczny rejestr różnic 1–5 uchwycony dla par funduszy w czasie t_0 (od najlepszych do najgorszych ze względu na uzyskane stopy zwrotu) jest znacząco różny od sumarycznego rejestru różnic 1–5 dla par funduszy w czasie t_1 . Portfele w rejestrze liczonym dla okresu t_1 nie utrzymały zajmowanej pozycji z okresu t_0 . Pozwala to na wnioskowanie o nieistnieniu persystencji miesięcznej, kwartalnej i półrocznej w badanym okresie. Wartość różnic przedstawiono w ostatnim wierszu każdego rejestru.

W tabeli 9 przedstawiono pozycje rankingowe, które dany fundusz OFE zajmował w okresie 34 miesięcy – od miejsca pierwszego dla najlepszych, wykazujących najwyższą stopę zwrotu i największe zyski, do miejsca dziesiątego dla najgorszych funduszy, które w danym miesiącu osiągnęły najsłabszy wynik finansowy.

Pozycja rankingowa każdego funduszu była zmienna, nieregularna, często skokowa.

Wycieniowane pola, to trwająca najdłużej 3-miesięczna persystencja zajmowanej pozycji.

Wyróżniono jedynie cztery takie fundusze:

AEGON – miejsce 4., AXA/UNIQA – miejsce 4., METLIFE – miejsce 10 i POCZTYLION – miejsce 9.

Ta krótka persystencja wydaje się epizodyczna, szczególnie w kontekście pozycji rankingowej każdego z funduszy w poprzedzającym ją i w kolejnym miesiącu następującym po niej. Ponadto, wszystkie cztery fundusze wielokrotnie zajmowały inne, odległe miejsca w rankingu, niż te w przypadkowo uchwyconej wycieniowanej persystencji.

Tabela 9. Zestawienie miejsc rankingowych zajmowanych przez fundusze OFE w badaniu od MARCA 2020 r. do GRUDNIA 2022 r. – 34 miesiące w ciągu kalendarzowym

AEGON				ALLIANZ				AVIVA			
	9	9		1.	4	1		1.	7	7	
	8	8		2.	4	3		2.	9	7	
1	4	7		3.	9	10	10	3.	5	5	6
2	4	9		4.	9	9	3	4.	7	7	8
3	8	4		5.	10	1	10	5.	6	6	9
8	4	10		6.	10	2	1	6.	9	8	6
3	4	2		7.	7	1	8	7.	5	3	6
7	4	7		8.	2	3	1	8.	3	2	10
3	8	7		9.	1	3	8	9.	6	4	3
1	2	6		10.	2	4	2	10.	6	6	7
9	5	3		11.	10	1	9	11.	3	6	7
6	3	8		12.	9	7	6	12.	1	1	2
2020	2021	2022		2020	2021	2022		2020	2021	2022	

AXA/UNIQA				GENERALI				METLIFE			
	10	5		1.	6	10		1.	2	2	
	5	5		2.	6	6		2.	10	4	
3	2	8		3.	8	1	4	3.	2	9	2
8	10	4		4.	10	8	6	4.	4	5	2
9	3	1		5.	7	4	7	5.	8	7	8
5	9	4		6.	3	10	2	6.	2	7	5
8	10	5		7.	9	6	1	7.	2	9	9
6	9	6		8.	1	5	8	8.	10	8	3
4	2	6		9.	8	6	1	9.	10	10	10
4	8	5		10.	9	3	1	10.	10	5	8
4	7	2		11.	2	4	10	11.	7	10	1
2	6	4		12.	8	9	7	12.	7	10	1
2020	2021	2022		2020	2021	2022		2020	2021	2022	

NATIO- NALE-N				PKO BP BANK				POCZTY- LION			
	8	4		1.	1	8		1.	5	6	
	3	10		2.	2	1		2.	7	9	
4	3	3		3.	7	7	9	3.	6	8	1
5	6	7		4.	6	1	1	4.	1	2	10
5	5	3		5.	1	10	6	5.	4	2	5
7	6	8		6.	4	1	9	6.	6	3	3
6	7	4		7.	10	2	7	7.	1	5	10
8	10	4		8.	9	1	2	8.	4	6	5
2	5	5		9.	5	7	2	9.	7	9	4
3	7	9		10.	8	1	10	10.	5	9	3
6	8	5		11.	5	2	8	11.	8	9	4
5	5	5		12.	4	8	10	12.	3	4	3
2020	2021	2022		2020	2021	2022		2020	2021	2022	

PZU ŻŁOTA J			
	3	3	1.
	1	2	2.
10	6	5	3.
3	3	5	4.
2	9	2	5.
1	5	7	6.
4	8	3	7.
5	7	9	8.
9	1	9	9.
7	10	4	10.
1	3	6	11.
10	2	9	12.
2020	2021	2022	

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

W tabelach 10, 11 i 12 przedstawiono częstotliwość miejsc zajmowanych przez dany fundusz OFE. Pokazano ile razy w ciągu 34 miesięcy, 11 kwartałów i 5 okresów półrocznych dany fundusz plasował się w rankingu na określonym miejscu.

Zaobserwowano, że „dominujące miejsce w rankingu” są niestabilne, a pozostałe pozycje rankingowe zajmowane przez fundusze są często skrajnie różne, od mocnych do słabych. Najlepszym przykładem w rankingu miesięcznym jest ALLIANZ, który lokował się równie często na miejscu pierwszym, jak i na ostatnim, podobnie METLIFE²⁶ zajmujący miejsce drugie i dziesiąte. Duże zróżnicowanie pozycji rankingowych jest udziałem POCZTYLIONU, tu miejsce trzecie, czwarte, piąte, szóste oraz dziewiąte.

Jakkolwiek wykazano w ostatniej kolumnie tabeli pojedynczą dominującą pozycję dla AVIVA – miejsce szóste, NATIONALE-N – miejsce piąte, PKO BP BANK – miejsce pierwsze, to odnotowana częstotliwość plasowania się tych funduszy na innych, skrajnie różnych miejscach w tabeli nie pozwala na twierdzenie, że dany fundusz OFE w badanym okresie 34 miesięcy utrzymywał tak statystycznie określoną pozycję w rankingu.

Dowodem na brak persystencji stóp zwrotu funduszy OFE jest ich niezdolność do utrzymania choćby zbliżonej pozycji rankingowej i przypadkowość zajmowanych miejsc, raz w czołówce, raz na dole tabeli. Podobne obserwacje poczyniono dla ciągów kwartalnych i półrocznych.

Tabela 10. Częstotliwość zajmowanej pozycji w rankingu OFE w ciągu miesięcznym/34

FUNDUSZE OFE - ranking miesięczny	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Dominujące miejsce/a w rankingu
AEGON	2	3	5	6	1	2	4	6	4	1	3 i 4 oraz 8
ALLIANZ	7	4	4	3	0	1	2	2	5	6	1 oraz 10
AVIVA	2	2	4	1	3	9	7	2	3	1	6
AXA/UNIQA	1	4	2	6	6	4	1	4	3	3	4 oraz 5
GENERALI	5	2	2	3	1	6	3	5	3	4	1 i 6 oraz 8
METLIFE	2	7	1	2	3	0	4	4	3	8	2 oraz 10
NATIONALE-N	0	1	5	4	9	4	4	4	1	2	5
PKO BP BANK	8	5	0	2	2	2	4	4	3	4	1
POCZTYLION	3	2	5	5	5	4	2	2	4	2	3 i 4 i 5 i 6 oraz 9
PZU ŻŁOTA J	4	4	6	2	4	2	3	1	5	3	3 i 9

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

²⁶ Obecnie NNLife.

Tabela 11. Częstotliwość zajmowanej pozycji w rankingu OFE w ciągu kwartalnym/11

FUNDUSZE OFE - ranking kwartalny	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Dominujące miejsce/a w rankingu
<i>AEGON</i>	0	0	3	2	2	0	1	1	0	2	3
<i>ALLIANZ</i>	3	2	0	1	2	0	0	1	0	2	1
<i>AVIVA</i>	0	2	1	1	1	1	0	1	3	1	9
<i>AXA/UNIQA</i>	0	0	2	1	0	1	4	2	0	1	7
<i>GENERALI</i>	0	2	1	0	2	3	1	1	1	0	6
<i>METLIFE</i>	2	0	1	0	1	0	1	0	4	2	9
<i>NATIONALE-N</i>	0	0	0	4	0	3	1	2	1	0	4
<i>PKO BP BANK</i>	2	2	2	0	2	0	1	0	0	2	brak
<i>POCZTYLION</i>	1	3	0	0	1	1	2	1	1	1	2
<i>PZU ŻŁOTA J</i>	3	0	1	1	1	2	0	2	1	0	1

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 12. Częstotliwość zajmowanej pozycji w rankingu OFE w ciągu półrocznym/5

FUNDUSZE OFE - ranking półroczny	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Dominujące miejsce/a w rankingu
<i>AEGON</i>	0	0	0	1	0	0	2	1	0	1	7
<i>ALLIANZ</i>	1	1	1	0	0	1	0	1	0	0	brak
<i>AVIVA</i>	0	2	0	0	0	0	1	0	1	1	2
<i>AXA/UNIQA</i>	0	0	1	1	0	1	0	1	1	0	brak
<i>GENERALI</i>	0	1	0	0	3	1	0	0	0	0	3
<i>METLIFE</i>	1	0	0	0	1	0	0	1	0	2	10
<i>NATIONALE-N</i>	0	0	0	2	1	0	0	1	1	0	4
<i>PKO BP BANK</i>	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	brak
<i>POCZTYLION</i>	0	0	2	0	0	1	2	0	0	0	3 i 7
<i>PZU ŻŁOTA J</i>	2	0	0	1	0	1	0	0	1	0	1

Źródło: analizy.pl; obliczenia i opracowanie własne.

Przedstawione wyniki badań wykazały ewidentny brak trwałości zajmowanej pozycji rankingowej przez dany fundusz OFE. Nie było zdecydowanych czempionów utrzymujących się na czele, ani takich funduszy, które zawsze lub prawie zawsze plasowały się na ostatnich miejscach. Przypadkowość zajmowanych pozycji rankingowych w badanych interwałach czasowych świadczy o tym, że jest to cecha charakteryzująca rynek funduszy OFE, przynajmniej w krótkim okresie.

KONKLUZJE

Artykuł dotyczył badań występowania persystencji stóp zwrotu dziesięciu Otwartych Funduszy Emerytalnych w interwałach miesięcznych, kwartalnych i półrocznych od 1 marca 2020 r. do 31 grudnia 2022 r., przypadający na czas trwania pandemii COVID-19.

Wykazana odporność wyników OFE w krótkim okresie oznacza, że nie można zakwalifikować jednych funduszy do „lepszycy”, a innych do „gorszyzy”, nie ma liderów, tak jak nie ma „zawsze ostatnich”.

Zauważalna zmienność pozycji rankingowych poszczególnych funduszy może wynikać z braku umiejętności zarządzających w prawidłowej dywersyfikacji portfeli lub może mieć inne przyczyny.

Po raz kolejny należy przywołać hipotezę badawczą Jana Czekaja i Michała Grotowskiego (2014), mówiącą o tym, że w czasie bessy krótkoterminowe wyniki akcyjnych funduszy inwestycyjnych nie były powtarzalne w kolejnych okresach, a wręcz przeciwnie, były one „odwracane”.

Ta pozytywnie zweryfikowana przez obu badaczy hipoteza dotyczyła wprawdzie akcyjnych funduszy inwestycyjnych, ale znajduje potwierdzenie dla Otwartych Funduszy Emerytalnych. Krótkoterminowe wyniki OFE nie były powtarzalne w kolejnych okresach i były „odwracane”.

Potwierdzono hipotezę o niewystępowaniu krótkookresowej powtarzalności i odwracalności wyników w czasie dekonjunkury. Otrzymane wyniki świadczą, że również dla funduszy OFE nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku powtarzalności wyników w krótkim okresie trwania bessy.

W tym aspekcie brak stabilności pozycji rankingowych funduszy OFE może być argumentem, którego nie należy odrzucać, że rynek Otwartych Funduszy Emerytalnych był efektywny.

Odpowiedź na pytanie, co było lub co mogło być przyczyną braku persystencji stóp zwrotu danego funduszu nie była przedmiotem badania, podobnie jak zdolność utrzymania pozycji rankingowej funduszy OFE w dłuższym czasie, czego nie można wykluczyć. Szczegółowa analiza tych problemów wykracza poza merytoryczny zakres badań ujętych w artykule.

W badanym okresie dziewięć Powszechnych Towarzystw Emerytalnych (PTE) zarządzało 10 Otwartymi Funduszami Emerytalnymi (OFE) i 25 Dobrowolnymi Funduszami Emerytalnymi (DFE), z których 18 to Fundusze Zdefiniowanej Daty (FZD) będące aktywami Pracowniczych Planów Kapitałowych (PPK).

Według stanu na koniec 2022 r. Powszechne Towarzystwa Emerytalne zarządzały aktywami netto o łącznej wartości przekraczającej 159,1 mld zł, z czego aż 156,4 mld zł zgromadzone było w Otwartych Funduszach Emerytalnych.

W pierwszym półroczu 2023 średni zysk OFE wyniósł 15%, a w samym czerwcu aktywa OFE wzrosły o 6,9% do wartości 179,31 mld zł, przy liczbie uczestników na poziomie prawie 15 milionów. Liczba członków OFE odnotowuje ciągły, powolny spadek, na co wpływa wiele czynników²⁷.

Otwarte Fundusze Emerytalne wciąż istnieją i mimo debat nad tym, co z nimi zrobić, wchodzą w skład oszczędności, które Polacy gromadzili z myślą o emeryturach. OFE nadal inwestują miliardy złotych i to z nich wypłaca się bieżące i przyszłe świadczenia emerytalne.

Otwarte Fundusze Emerytalne to jedno z największych akcjonariuszy na polskiej Giełdzie Papierów Wartościowych, a kontrolowane przez nie pakiety akcji są warte więcej niż akcje będące w posiadaniu Skarbu Państwa²⁸.

W kontekście pytań o groźbę wybuchu kolejnej pandemii i twierdzącą odpowiedź wielu lekarzy i naukowców, pandemia przestała być wydarzeniem sporadycznym. Szybki rozwój technologii sprzyja masowym podróżom międzykontynentalnym, co naraża populację na zakażenia nowymi, dotychczas nieobserwowanymi czynnikami chorobotwórczymi. Ma to związek z dużym ryzykiem gwałtownego rozprzestrzeniania się patogenów mogących wywołać kolejne epidemie²⁹ i pandemie.

Tym samym, wyniki badań dotyczące zachowań podmiotów na rynku kapitałowym w czasie trwania pierwszej tak globalnej pandemii COVID-19, w tym ich zdolności do utrzymania stóp zwrotu przez głównych graczy, jakimi są Otwarte Fundusze Emerytalne, stanowią wartość poznawczą i odniesienie dla przyszłych, równie niepokojących wydarzeń.

BIBLIOGRAFIA

- Budiono, D. and Martens, M. (2010). Mutual Fund Selection Based on Funds Characteristics. *Journal of Financial Research*, 33(3), <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2010.01270.x>
- Czekaj, J. i Grotowski, M. (2014). Krótkoterminowa persystencja wyników osiąganych przez fundusze akcyjne działające na polskim rynku kapitałowym. *Ekonomista*, 4, ss. 545–557.
- Elton, E.J., Gruber, M.J. and Blake, Ch.R. (1996). The persistence of risk – adjusted mutual funds performance. *Journal of Business*, 69(2), ss. 133–157.
- Grinblatt, M., Titman, S. i Wermers, R. (1995). Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior. *American Economic Review*, 85, ss. 1088–1105.
- Męcina, J. i Potocki, P. (2020). Wpływ COVID-19 na gospodarkę i rynek pracy w Polsce – wyciąg z raportu badawczego. *OpenEyes Economy Summit: Ekspertyza*, 11.

²⁷ M.in. struktura demograficzna, „suwak bezpieczeństwa”, czyli transfer środków z OFE do ZUS, niewielka liczba osób wchodzących na rynek pracy, które obecnie przystępują do OFE (ok. 1%)

²⁸ Źródło: stooq.pl

²⁹ W ciągu ostatniego dziesięciolecia ludzkość mierzyła się z epidemiami wywołanymi przez nowo pojawiające się wirusy, np. wirus Zika, Ebola, mpox (dawniej wirus małpiej ospy), czy H5N1, znany jako wirus ptasiej grypy.

- Perez, K. (2012). Persystencja stóp zwrotu polskich funduszy inwestycyjnych. *Finanse*, 1, ss. 23–25.
- Philpot, J., Hearth, D. and Rimbey, J. (2000). The performance persistence and manager skill in non-conventional bond mutual funds. *Financial Services Review*, 9(3), ss. 247–258.
- Szczepański, M. (2020). Epidemia koronawirusa jako wydarzenie typu „czarny łabędź”. *Przegląd ekonomiczny*, 20, ss. 8–12.
- Tawatnuntachai, O. i Polwitoon, S. (2006). Diversification benefits and persistence of US-based global bond funds. *Journal of Banking & Finance*, 30/10, ss. 2767–2786.
- Titman, S. i Grinblatt, M. (1993). *Performance measurement without benchmarks: an examination of mutual funds returns*. *Journal of Business*, 66(1), ss. 47–68.
- Witkowska, D. i Kompa, K. (2015). Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne? *Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance*, 13(4/2), s. 85–99.
- Witkowska, D. (2016). Zmiana warunków funkcjonowania a efektywność inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Zimny, A. (2017). Wpływ reformy systemu emerytalnego na wyniki inwestycyjne otwartych funduszy emerytalnych w Polsce. *Przedsiębiorczość i Zarządzanie*, 18(7.2), ss. 117–133.

PERSYSTENCJA WYNIKÓW OTWARTYCH FUNDUSZY EMERYTALNYCH/OFE DZIAŁAJĄCYCH NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM W DOBIE PANDEMII

Cel artykułu. Wykazanie powtarzalności wyników funduszy emerytalnych to ważny wskaźnik przyszłych decyzji inwestycyjnych. Badania nad persystencją wyników były i są w głównej mierze skierowane na fundusze inwestycyjne. W Polsce niewiele badań poświęcono zagadnieniu utrzymywania się wyników funduszy emerytalnych, znikomą w odniesieniu do OFE. Głównym celem tej pracy było zbadanie występowania persystencji wyników OFE na polskim rynku kapitałowym w dobie pandemii Covid-19.

Metoda badawcza. Zidentyfikowano dziesięć funduszy OFE. Analizie poddano persystencję stóp zwrotu poszczególnych OFE liczoną w interwałach miesięcznych (34), kwartalnych (11) oraz półrocznych (5) w okresie od 1 marca 2020 r. do 31 grudnia 2022 r. Analizę przeprowadzono za pomocą miernika, którego konstrukcja opiera się na stopie zwrotu obliczonej w oparciu o stopę referencyjną (nadwyżkowa stopa zwrotu wolna od ryzyka).

Wyniki badań. W artykule przedstawiono wyniki badań persystencji stóp zwrotu dziesięciu Otwartych Funduszy Emerytalnych w Polsce w okresie trwania pandemii COVID-19. Wykazano brak trwałości wyników i stwierdzono ich odwracanie. Przemawia to na korzyść hipotezy o niewystępowaniu krótkookresowej powtarzalności w czasie dekonjunktury.

Słowa kluczowe: fundusze OFE, pandemia koronawirusa, decyzje inwestycyjne, odporność wyników, rankingi, dekonjunktura.

JEL Class: G (Ekonomia finansowa).

Zakończenie recenzji/ End of review: 29.09.2023

Przyjęto/Accepted: 22.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

EXCHANGE RATES AND CAPITAL MARKET INSTRUMENTS – ANALYSIS BASED ON THE EXAMPLE OF SWITZERLAND BEFORE AND DURING THE COVID-19 PANDEMIC

Cezary Bolek*, Monika Bolek**



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.02>

EXCHANGE RATES AND CAPITAL MARKET INSTRUMENTS – ANALYSIS BASED ON THE EXAMPLE OF SWITZERLAND BEFORE AND DURING THE COVID-19 PANDEMIC

ABSTRACT

The purpose of the article. The aim of the article is to present factors influencing foreign exchange rates and to examine the relationship between them and stock and bond indices in Switzerland in the period before and during the COVID-19 pandemic. The hypothesis that the studied relationships changed as a result of the turmoil caused by the pandemic crisis was verified.

Methodology. To verify the hypothesis, linear and non-linear functions were analyzed, and Pearson's correlation indices between the examined instruments were calculated.

Results of the research. As a result of the analysis, it was found that the relationship between the CHF exchange rate index and stock indices is non-linear, and the relationship between the CHF exchange rate index and bond indices is linear. Correlation coefficients before the pandemic indicated strong relationships between the CHF exchange rate index and the examined capital market indices, and moreover, the relationship with stock indices was positive and with bond indices negative. It was found that during the pandemic, the correlation with bond indices changed and became positive. The motivation of the analysis is related to the spotlight on a Swiss franc as a result of numerous financial decisions related to this currency.

Keywords: exchange rate, stock index, bond yield, correlation, COVID-19.

JEL Class: D53, F21, F31.

* Dr, Kolegium Medyczno-Przyrodniczo-Techniczne, Akademia Nauk Stosowanych Stefana Batorego, e-mail: cbolek@ansb.pl <https://orcid.org/0000-0002-4509-8262>

** Dr hab., prof. UŁ, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki, e-mail: monika.bolek@uni.lodz.pl <https://orcid.org/0000-0001-9376-1105>

INTRODUCTION

The exchange rate is linked to the condition of a given country's economy, just like stock rates of return and bond yields. Stock prices, and therefore stock indices, are mostly influenced by the same factors that affect exchange rates and bonds. Taking the above into account, it should be expected that the behavior of financial instruments will be strongly correlated with each other, which is beyond doubt, but these links may have changed in direction and strength during the COVID-19 pandemic. Due to the goal specified by the authors, in the presented article, factors influencing changes in ex rates, stock and bond indices will be discussed, and the functions and correlations between selected instruments before the outbreak and during the COVID-19 pandemic in Switzerland will be analyzed. The motivation to undertake the research was the interest in the Swiss franc due to numerous financial decisions on a market in this currency.

Stock prices and rates of return are determined by many factors, including macroeconomic, market, sectoral and individual determinants related to a given company. Macroeconomic factors such as the unemployment rate, inflation and GDP can impact the overall health of the economy because they influence investor's decisions. Market factors such as demand, supply and exchange rates can also determine stock prices. Sectoral factors such as competition and government regulation can impact financial performance and prospects. Individual company factors such as financial performance, dividend policy and shareholder structure may also influence share prices and rates of return.

Factors affecting bond profitability are related to the economic situation of the issuer, the domestic market and variables related to the situation on a global economy (Csonto and Ivaschenko, 2013: 4). The economic situation of the issuer is characterized by variables representing the condition of public finances – the state budget balance, the size and structure of debt (e.g., the size of debt in percentage of GDP, the size of foreign debt, the size of debt maturing in the coming year), variables representing a given country's external balance and solvency – current account balance, international investment position, foreign exchange reserves, inflation, economic growth, industrial production, unemployment, exchange rate, interest rates, trade openness, and GDP per capita. Inventory levels, order volumes, labor costs, consumer spending and consumer confidence characterize the issuer's solvency risk or country risk, which are provided by rating agencies. The second group of data, called global factors, most frequently are related to variables that indicate international risk factors. Factors representing the possibilities of obtaining financing on international markets include stock indices of the most important stock exchanges, measures of the liquidity of the international bond market, interest rates exogenous to a given country (e.g. ECB), the spread between Baa and Aaa rated corporate bonds for

companies. Finally, it should be noted that a lot of attention is paid to variables characterizing bond market, including primarily market liquidity, i.e., transaction spread (Kujawski et al., 2015: 23–24).

Forex rates and their changes are also influenced by various factors (Pszczółka, 2011: 20). Economic factors are divided into structural factors such as the level of development and structure of the economy, the level of competitiveness of the economy, and the situation in the balance of payments. Technical factors, in turn, include the intensity and structure of technical changes and the level of development of the technological base for the functioning of markets. Cyclical factors include the GDP growth rate, the inflation rate and changes in interest rates. Non-economic factors include political factors such as the degree of political stabilization, degree of political risk, political shocks, institutional factors such as appropriate systemic solutions, degree of market liberalization, appropriate monetary and fiscal policy, frequency and methods of central bank intervention, psychological factors such as expectations and a level of financial risk.

The impact of economic factors on exchange rates may have the following consequences. The trade balance affects the currency rate, and high demand for goods and services provided in a specific currency affects its appreciation. Growing inflation reduces the purchasing power of a given currency, which reduces its attractiveness and, consequently, its depreciation (Świder, 2018: 29). Gross Domestic Product (GDP) and its growth are led by, among others, to upward trends in investment and exports, due to the indication of the good condition of the economy. This, in turn, becomes a factor leading to an increase in demand for the currency, and therefore an increase in demand for it, and ultimately to the appreciation of the national currency. Subsequent increases in interest rates by the authorities, caused by inflationary pressure, will additionally strengthen the domestic currency in the short term. A good labor market and low unemployment favor investments in a given country, thanks to which the national currency increases its value. The fewer conflicts in society, and therefore the higher the level of stability of the institutional environment, the greater the incentive for investors to invest in that country, which increases the value of the national currency. Central banks can take various actions to shape currency rates. First of all, they can sell or buy currencies on the currency market and shape interest rates.

Psychological factors are based on expectations and speculations that may relate to the economic and institutional factors. Speculators try to predict, for example, GDP dynamics, future interest rates or central bank interventions. These factors are related to behavioral finance based on investor psychology. Technical analysis is also important here, and involves creating reference points in the minds of investors based on the development of price charts in the past.

Parity relations can be defined as connections between selected macroeconomic variables, i.e., interest rate, inflation rate, spot exchange rate and forward exchange rate (Sobański, 2018: 73). The condition for the existence of parity relations is the preservation of the law of one price, which states that a given good or financial asset must be available at the same price on the markets of different countries. The parities occurring on the currency market include purchasing power parity, interest rate parity, the Fisher effect, the international Fisher effect and the prediction effect.

Purchasing power parity (PPP) refers to the relationship between the inflation rate and the spot exchange rate. According to it, the difference between inflation for the base currency and inflation for the quote currency determines changes in the exchange rate. The currency of the country with a relatively higher inflation rate should lose value, i.e., depreciate, and the currency of the country with a relatively lower inflation rate should gain value, i.e., appreciate. Interest rate parity shows how nominal interest rates affect the level of the forward exchange rate. According to interest rate parity, the forward rate depends on the current spot rate, the interest rate for the quotation currency and this rate for the base currency. Currencies with relatively higher interest rates should be quoted at a discount, while those with relatively lower interest rates should be quoted at a premium. The Fisher effect shows the relationship between inflation and the nominal interest rate. The relationship between these values is positive, therefore, according to the assumptions of the effect, higher inflation for a given currency should correspond to a higher nominal interest rate for the same currency, so that the increase in inflation resulting in a decrease in the purchasing power of money is compensated by an increase in the nominal interest rate. The international Fisher effect indicates the interdependence of the nominal interest rate and changes in the exchange rate. Currencies with relatively higher interest rates should depreciate and those with relatively lower interest rates should appreciate. There should also be equality of rates of return on investments in the money market in domestic and foreign currencies. The prediction effect is a combination of parities showing the relationship between the level of interest rates and another variable – interest rate parity and the international Fisher effect. Ultimately, the prediction effect indicates the interdependence of the future spot rate and the current forward rate. This interdependence results from the influence of interest rates on both of these factors.

It should be added that the high value of the Swiss franc has a negative impact on economies such as Poland due to the high value of mortgage loans denominated in this currency. Yet, the same is also true for the Swiss economy, which is characterized by high internationalization and for which a strong domestic currency means lower profits related to operations in the global markets. The reputation of the franc is very good and dates back to World War II, when the

capital of countries at war found refuge in this neutral country. Additionally, this currency is used by other countries to maintain reserves and is characterized by a stable low interest rate. This means that the Swiss franc area is considered a "safe port" for capital during periods of crises affecting the global market. The behavior of this currency during the pandemic in the context of stock and bond markets is a study that can show what is happening in the so-called a "safe port" when the market becomes a place for storing and protecting the world's financial resources.

The article will further present literature related to the analyzed problem, data and research methods, research results and final conclusions.

1. LITERATURE

In the literature on the subject, authors often discuss factors influencing prices of financial instruments and exchange rates, and examine the relationships between them. In the currency market, the vast majority of trades involve professional financial intermediaries – banks, brokers, but also corporations and individual clients (Cwynar and Patena, 2010: 68). The currency market is a decentralized market, which allows for reducing the costs of foreign exchange (Jarno, 2014: 61). Activities on the currency market can be divided into trade and investments (Świder, 2018: 27–28).

An important problem related to transactions on the currency market is forecasting exchange rates. Fundamental analysis is used to obtain long-term forecasts regarding exchange rates and involves a thorough examination of changes in economic and political factors affecting the volume of demand and supply on the currency market, and thus on future exchange rate fluctuations (Miciuła 2013: 253). In practice, however, such a forecast is much more complicated, because the general theory of purchasing power parity is based, among others, on the existence of perfect competition, no transaction costs and freedom in international trade (no trade barriers). Hence, the application of this theory to predict exchange rates is most often not confirmed in reality because the modern market does not meet the previously mentioned assumptions (Salamaga, 2009: 150). The literature presents, for example, what factors determine and how strongly they influence the development of the USD/EUR exchange rate and it is stated that the USD/EUR exchange rate is determined in an economically and statistically significant way by: the M1 money supply in the euro zone and the USA and changes in the length of forward yields, treasury bonds to maturity in the euro zone and the USA (Bukowski and Bukowska, 2016: 175).

The most important risk factors associated with investing in bonds highlighted in the literature include credit risk along with insolvency risk, as well as liquidity risk. All empirical research emphasizes the importance of macroeconomic variables. Within this group of studies, the following are analyzed primarily:

the situation in public finances, foreign debt, economic growth, interest rates, inflation, and the current account balance. This approach focuses on variables related to the economic situation of the issuer (Kujawski et al., 2015: 11).

The amount of capital that will flow to the domestic market depends on the size of direct investments made by foreign investors, transfers, loans and the difference between exports and imports of goods in a given country (Gurgul and Kłęk, 2009: 82–83). Because values on currency markets are constantly changing, it is difficult to accurately forecast daily exchange rates (Dunis, 2001: 86).

Referring to stock exchange indices and their behavior, it was found that the correlation between the dynamics of changes in the main stock exchange indices of the WSE and the dynamics of changes in GDP in Poland was positive (Widz, 2016: 155). The expected rate of return and risk are among the basic criteria for making decisions by investors on the capital market. They strive to maximize the expected rate of return for a given risk or to minimize the risk for a given expected rate of return. The analysis of companies' sector may be one of the important factors determining the selection of public companies for the investment portfolio (Szewc-Rogalska, 2014: 165). When considering the possibility of purchasing stocks of a company, investors are guided by, among others, fundamental or technical analysis, an assessment of the company's current potential and expected development opportunities, and macroeconomic parameters (Batóg and Batóg, 2012: 387).

In the study of the relationship between exchange rates and stock exchange indices, it was found that they were not co-integrated with each other, which means that the long-term relationship between these instruments on the Polish market cannot be said to be stable. The literature also addresses the problem of long-term balance between exchange rates and the WIG20 index (Buszkowska, 2014: 5). The dependence of exchange rates on the stock exchange was discussed, among others, in the work by Doman and Doman (2011), which analyzed the impact of exchange rate dynamics on the global capital market. The relationship between exchange rate fluctuations and the stock market situation was also examined by analyzing the relationship between the change in the exchange rate in a given year and the real rate of change in exports in the next year and between the rate of return on the stock exchange index and the change in the exchange rate of the domestic currency against foreign currencies, on the example of 16 OECD countries (Łon, 2005: 25). The influence of exchange rates on global prices of strategic raw materials on Polish stock exchange indices is also visible (Młynarczyk, 2016). Additionally another study confirmed the intuitive assumption about the interdependence of stock markets and exchange rates. In more cases, exchange rates depend on changes in indices, and not the other way around, which is a direct result of investors' tendency to generate profits. When supply dominates on the trading floor and company prices decline, players

withdraw their capital and invest it in a foreign currency, hence the changes in stock indices and currency rates are usually negatively correlated (Chruściński, 2009).

Numerous empirical studies emphasize that in the short term the exchange rate behaves like a financial variable, similarly to, for example, interest rates or prices of financial assets – stocks or bonds (Wdowiński, 2005: 109). The literature also presents an analysis of the correlation between various currency rate indicators against the euro and various measures of the interest rate in a given country. The research has identified cases of countries and interest rates where there is a particularly strong relationship with the exchange rate of the national currency against the euro. Regardless of the type and method of presenting the interest rate, high interdependence occurs in the Czech Republic, Hungary and Sweden, in Great Britain it is characteristic only for the real interest rate – both short- and long-term, and in the case of Poland – only for the long-term nominal rate (Michalczyk, 2017: 105). The literature also includes an analysis of correlation and cointegration between the stock market, the government bond market and the currency market in the Czech Republic, Poland and Hungary. The studies found correlations between variables, but they were unstable between subperiods (Sekuła, 2020: 21).

2. DATA AND METHODS

To analyze the relationship between the CHF exchange rate and capital market instruments in Switzerland, the Swiss franc exchange rate index, stock market indices and indexes of 5- and 20-year bonds issued by the Swiss Federation were selected. The specifics of the selected variables are presented below. Daily data covering the period 30/11/2000–15/6/2022 was taken from the official website of Swiss National Bank. Research was conducted for the period before the outbreak of the COVID-19 pandemic and after that date, taking 16/3/2020 as the breakthrough date.

Exchange rate indices (NOI – Nominal Overall Index was analyzed in the study) serve as an indicator of the country's price competitiveness. They are calculated on the basis of bilateral rates, information on trade flows and – in the case of real indicators – information on price developments. Changes in the Swiss franc exchange rate against the currencies of Switzerland's most important trading partners are measured using the nominal effective Swiss franc exchange rate index. The increase in the value of the index indicates that the Swiss franc has become more expensive in nominal terms (expressed in foreign currency units). When it falls, it means that the Swiss franc has become cheaper in nominal terms. The method of weighing currency indices is based on the approach of the International Monetary Fund (IMF), and the weights are calculated on the basis of

trade in goods and services (including precious metals) and take into account export and import flows and the so-called third market effects. The index formula used is the Törnqvist chain index.

The Swiss Performance Index (SPI) is a broad total return index that mimics stocks primarily listed on the SIX Swiss Exchange. The SPI is used as a benchmark for mutual funds, index funds and ETFs, and as an underlying index for derivative financial instruments such as options, futures and structured products. The Swiss Market Index (SMI) is an index of the largest and most liquid shares listed on the stock exchanges in Geneva, Zurich and Basel.

Yields for Swiss Confederation fixed-maturity bonds are based on the term structure of interest rates. Spot rates are the rates of return on zero-coupon bonds, i.e., discount bonds. Since very few zero-coupon bonds are issued in the Swiss capital market and interest and principal payments on coupon bonds are not made separately, spot rates must be based on coupon bond prices. For this purpose, the SNB uses the extended Nelson-Siegel-Svensson model. The calculated interest rates should be understood as the yield on synthetic discount bonds.

In the research part, two theses will be verified:

1) the correlation between the CHF currency index and Swiss capital market instruments is strong, statistically significant and linear;

2) during the COVID-19 pandemic, the tested compounds have changed.

Table 1 presents the statistics of the analyzed variables.

Table 1. Statistics of variables used in the study

	NOI	SPI	SMI	5-year bonds	20-year bonds
The period before the outbreak of the pandemic					
Mean	128.43	6 796.86	7 352.09	0.98	1.95
Std. Dev.	20.70	2 428.59	1 509.21	1.31	1.36
No of observations	4 854	4 854	4 854	4 854	4 854
The period after the outbreak of the pandemic					
Mean	166.84	14 113.31	11 159.93	-0.46	-0.02
Std. Dev.	2.28	1 475.29	1 009.70	0.34	0.39
No of observations	570	570	570	570	570

Source: own study.

3. RESULTS

The study was conducted in two periods, the first of which concerns the time when markets operated in normal condition, and the second is the period of the COVID-19 pandemic. The analysis and its results will show the essence and effects of these disorders.

3.1. Analysis in the pre-pandemic period

First, a correlation analysis was performed between the NOI Swiss Franc Exchange Rate Index and the SPI Index. Due to the nature and specificity of the data, they were transformed, and a correlation analysis of the transformed NOI variable was performed based on a second-degree polynomial regression model in order to determine the nature of this relationship more precisely. The results of the analysis are presented in Figure 1.

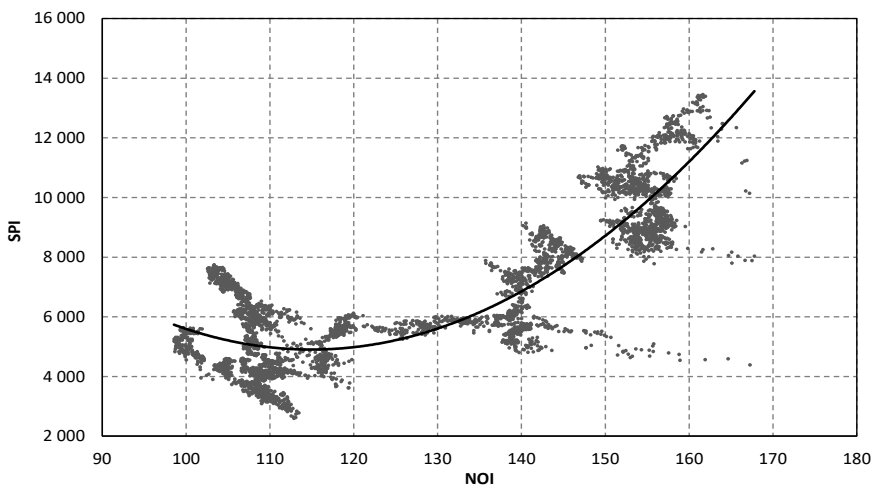


Figure 1. Correlation between the CHF Index and the SPI Index – second-degree polynomial relationship

Source: own study.

The Pearson correlation coefficient of the polynomial function for the studied variables is 0.86 (statistical significance p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship), which shows a non-linear and strong relationship between NOI and SPI. The non-linearity of the relationship shows that at a lower CHF price the relationship between stock exchange and currency indices is negative, only at a higher level of price this relationship changes to positive.

Then, a correlation analysis was performed between the Swiss Franc NOI Price Competitiveness Index and the SMI Index. Also in this case, due to the specificity of the data, they were transformed, and a correlation analysis based on a second-degree polynomial regression model was performed. The results of the analysis are presented in Figure 2.

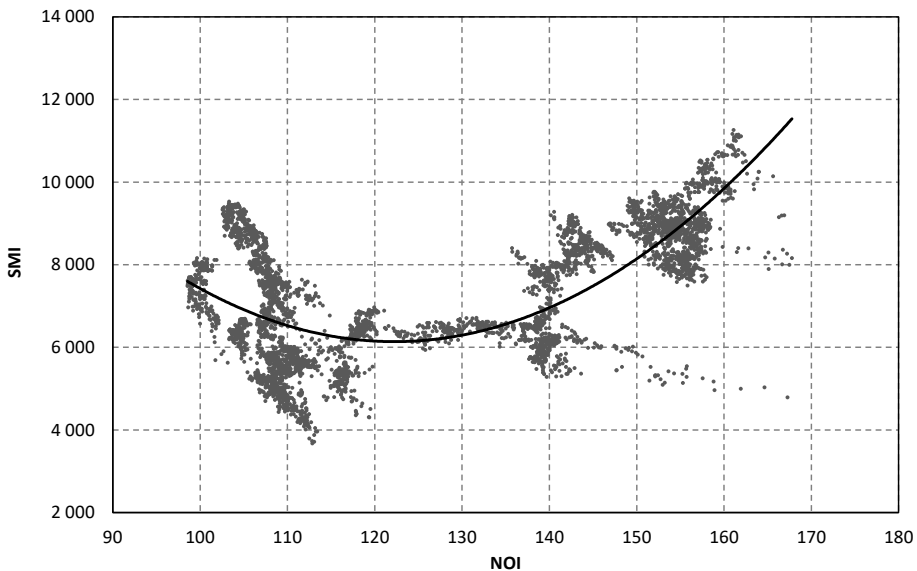


Figure 2. Correlogram between the CHF Index and the SMI Index – second-degree polynomial relationship

Source: own study.

The Pearson correlation coefficient of the quadratic function for the studied variables is 0.71 (statistical significance p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship), which shows a non-linear and strong relationship between NOI and SMI, similar in shape to the correlation determined for the SPI index, but weaker.

Then, a correlation analysis was carried out between the Swiss franc NOI exchange rate index and the yield rates of 5-year bonds. Figure 3 shows a linear analysis of this relationship.

The correlation between the Swiss franc NOI exchange rate index and interest rates on 5-year bonds is strong and negative, amounting to 0.96 (the statistical significance of p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship). This relationship, unlike in the case of share prices, is linear and confirms that the CHF price is strongly related to the interest rate.

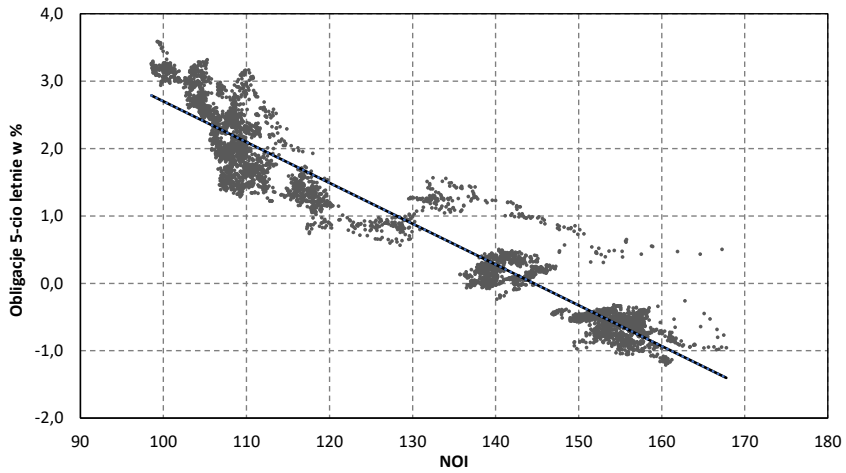


Figure 3. Correlogram between the CHF Index and the interest rate on 5-year bonds – linear relationship

Source: own study.

Then, a correlation analysis was carried out between the Swiss franc NOI exchange rate index and the interest rates on 20-year bonds. Figure 4 presents an analysis of this relationship.

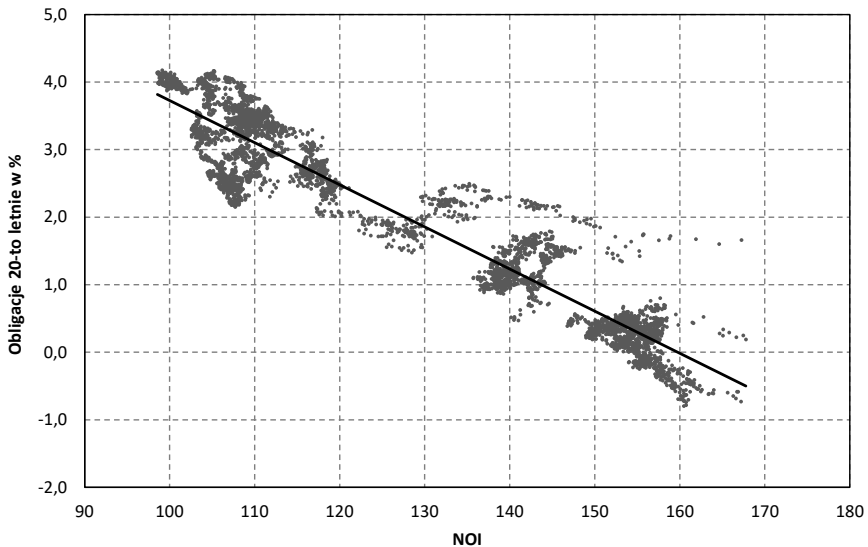


Figure 4. Correlogram between the CHF Index and the interest rate on 20-year bonds – linear relationship

Source: own study.

The correlation between the Swiss franc rate index NOI and the interest rate on 20-year bonds is strong and negative, amounting to 0.95 (the statistical significance of p value = 0.0000 confirms the strength of this linear relationship).

3.2. Analysis during the COVID-19 pandemic

A correlation analysis was carried out between the Swiss franc NOI exchange rate index and the SPI Index. As in the previous study of the earlier period, due to the nature and specificity of the data, they were transformed, and a correlation analysis of the transformed NOI variable was performed based on a second-degree polynomial regression model. The results of the analysis are presented in Figure 5.

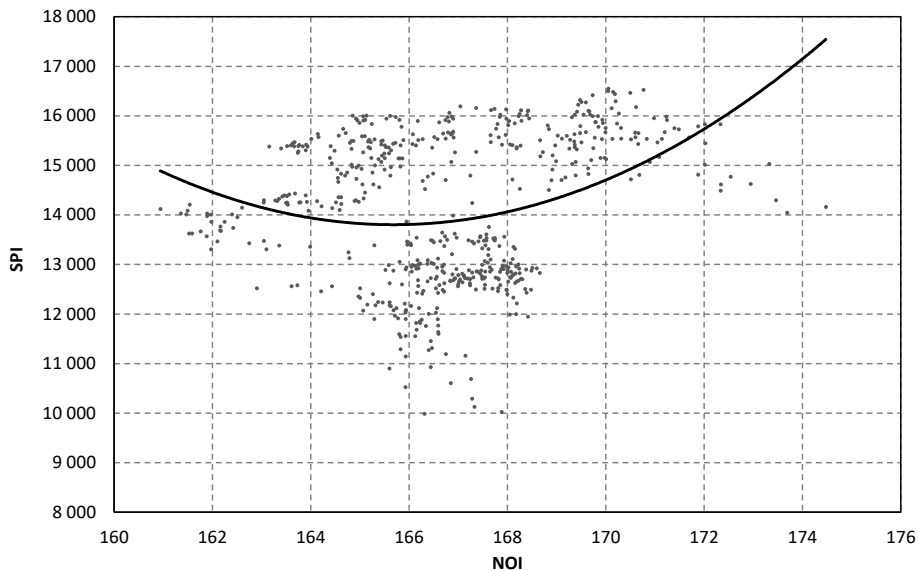


Figure 5. Correlogram between the CHF Index and the SPI Index – second-degree polynomial relationship (period of the COVID 19 pandemic)

Source: own study.

The Pearson correlation coefficient of the polynomial function for the studied variables is 0.32 (statistical significance p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship), which shows a non-linear and much weaker relationship between NOI and SPI than in the period before the outbreak of the pandemic. One can see that the cloud of correlations between observations is less concentrated. Market behavior began to deviate from predictability and investors made decisions in a more chaotic manner.

Then, a correlation analysis was performed between the Swiss Franc NOI Index and the SMI Index. As in the previous study, due to the specificity of the data, they were transformed, and a correlation analysis was performed based on a second-degree polynomial regression model. The results of the analysis are presented in Figure 6.

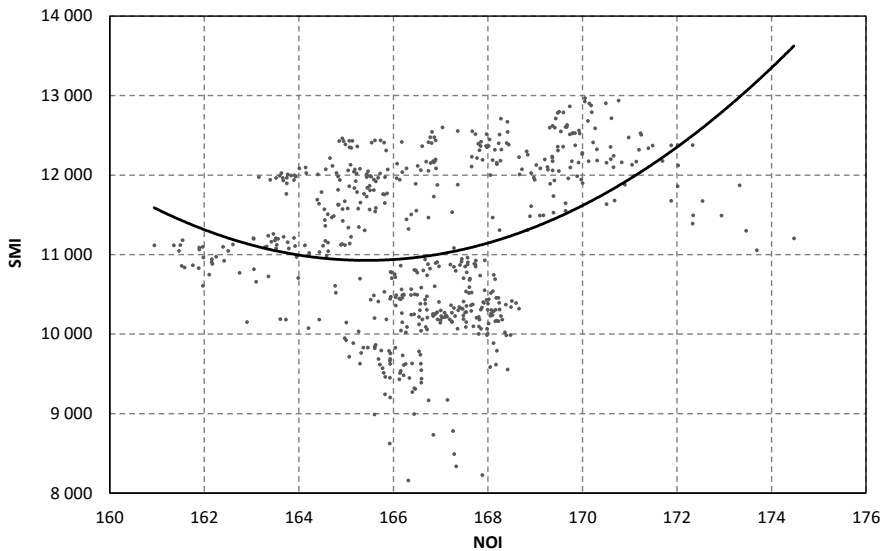


Figure 6. Correlogram between the CHF Index and the SMI Index – second-degree polynomial relationship (period of the COVID 19 pandemic)

Source: own study.

The Pearson correlation coefficient of the quadratic function for the studied variables is 0.35 (statistical significance p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship), which shows a non-linear and much weaker relationship between NOI and SMI.

Then, a correlation analysis was carried out between the Swiss franc NOI exchange rate index and interest rates on 5-year bonds. Figure 7 presents a linear analysis of this relationship.

The correlation between the Swiss franc NOI exchange rate index and the yield rates on 5-year bonds is positive, amounting to 0.42 (the statistical significance of p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship). The correlation became weaker and changed its sign to positive. The increase in interest rates was accompanied by an increase in the price of CHF.

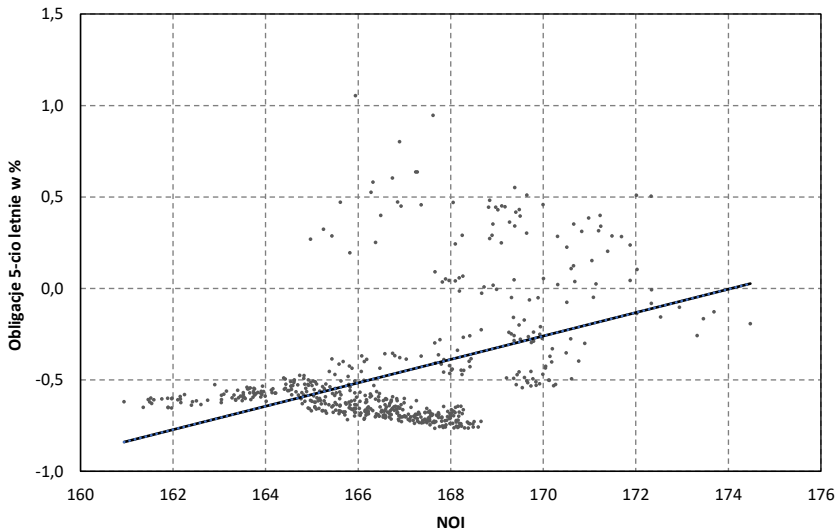


Figure 7. Correlogram between the CHF Index and the interest rate on 5-year bonds – linear relationship (period of the COVID 19 pandemic)

Source: own study.

Then, a correlation analysis was carried out between the Swiss franc NOI exchange rate index and the interest rates on 20-year bonds. Figure 8 presents an analysis of this relationship.

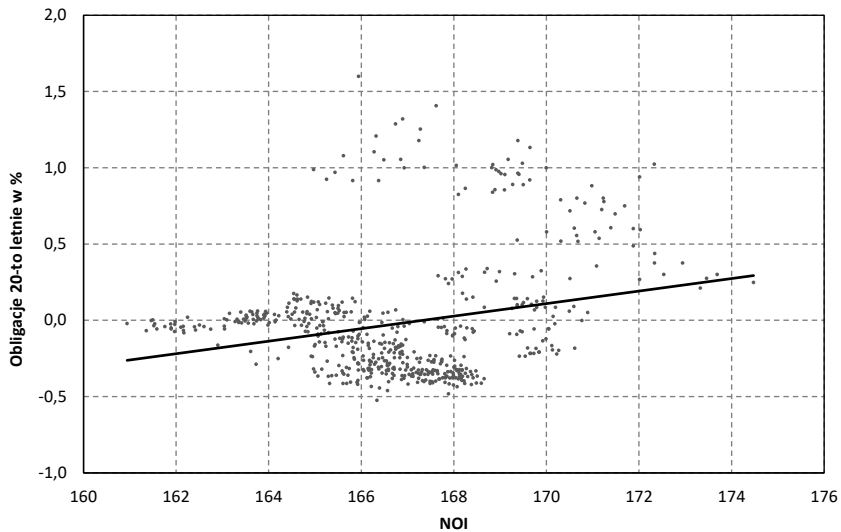


Figure 8. Correlogram between the CHF Index and the interest rate on 20-year bonds – linear relationship

Source: own study.

The correlation between the Swiss franc NOI exchange rate index and the yield on 20-year bonds is positive, amounting to 0.24 (the statistical significance of p value = 0.0000 confirms the strength of this relationship). Again, the correlation became weaker and changed its sign to positive. The increase in interest rates was accompanied by an increase in the price of CHF.

Table 2 presents a summary of the results obtained from the correlation analysis of the studied variables.

Table 2. Summary of correlation analysis results (COVID-19 pandemic period)

	SPI	SMI	5-year bonds	20-year bonds
The period before the outbreak of the pandemic				
Correlation	0.86	0.71	−0.96	−0.95
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
No of observations	4 854	4 854	4 854	4 854
The period after the outbreak of the pandemic				
Correlation	0.32	0.35	0.42	0.24
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
No of observations	570	570	570	570

Source: own study.

CONCLUSIONS

The article presents a synthesis of factors influencing currency rates and the prices and behavior of capital market instruments. It was found that these factors are similar and therefore the behavior of currency and capital markets should be strongly correlated. Two theses were verified, stating that the correlation between the CHF currency index and stock indices is non-linear, and with the bond indices it is linear. During the COVID-19 pandemic, the examined relationships weakened, and the direction of these relations changed in the case of bonds, but the type of functions describing the given relationships did not change.

Before the outbreak of the pandemic, the values of correlation measures between currency rates and capital market instruments were significantly higher than during the pandemic. The change in the sign of the bond yield correlation coefficient is important. While before the outbreak of the pandemic the correlation was negative and almost perfect, confirming the assumptions of interest rate

parity, during the pandemic the correlation became not only weak, but also positive.

The results of the conducted analyses are part of the trend of research on the impact of interest rates and stock markets on the exchange rates and vice versa. Parity analysis shows that higher interest rates weaken the currency. However, other studies show that in the long term, in the event of a decline in interest rates (caused by the need to increase the pace of economic development), the domestic currency should weaken due to the outflow of capital from abroad. During the pandemic, the CHF exchange rate was determined by capital flows, which was reflected in a positive correlation between the interest rates of issued bonds and the Swiss currency exchange rate. The incoming capital was also invested on the stock exchange, which is confirmed by the positive correlation of the currency exchange rate strength with stock exchange rates, which weakened but did not change its pre-pandemic character.

REFERENCES

- Batóg, B. and Batóg, J. (2012). Wykorzystanie analizy dyskryminacyjnej do identyfikacji czynników determinujących stopę zwrotu z inwestycji na rynku kapitałowym. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics*, 242, pp. 387–395.
- Bukowski, S. and Bukowska, J. (2016). Czynniki determinujące kurs euro wobec dolara amerykańskiego (USD/EUR) w długim okresie. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 99, pp. 175–186.
- Buszkowska, E. (2014). Badanie zależności między indeksami giełdowymi a kursami walutowymi. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 928(04), pp. 5–20.
- Chruściński, T. (2009). Badanie współzależności rynków kapitałowych i walutowych z zastosowaniem modeli MGARCH. *Acta Universitatis Nicolai Copernici. Ekonomia XXXIX – Nauki Humanistyczno-Społeczne*, 389, pp. 217–225.
- Csonto, M.B. and Ivaschenko, M.I.V. (2013). Determinants of sovereign bond spreads in emerging markets: Local fundamentals and global factors vs. ever-changing misalignments. *International Monetary Fund*, July.
- Cwynar, W. and Patena, W. (2011). *Podręcznik do bankowości. Rynki, regulacje, usługi*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Doman, M. and Doman, R. (2011). The Impact of the Exchange Rate Dynamics on the Dependencies in Global Stock Market. *Dynamic Econometric Models*, 11, pp. 73–86.
- Dunis, C.L. (2001). *Prognostowanie rynków finansowych*. Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Gurgul, P. and Kłęk, K. (2009). Wpływ ogłoszeń NBP o zmianach podstawowych stóp procentowych na kurs złotego. *Ekonomia Menedżerska*, 5, pp. 81–95.
- Jarno, K. (2014). Klasyczna analiza techniczna jako narzędzie wspomaganie decyzji inwestycyjnych na rynku FOREX w okresie spadku koniunktury. *Studia Ekonomiczne*, 204, pp. 59–79.
- Kujawski, L., Mrzygłód, U. and Zamojska, A. (2015). Determinanty rentowności obligacji skarbowych Polski i wybranych krajów europejskich w latach 2005–2013. *NBP. Materiały i Studia*, 313.
- Łon, E. (2005). Kurs walutowy a koniunktura na rynku akcji. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, 8, pp. 25–34.

- Michalczyk, W. (2017). Stopy procentowe a płynne kursy walutowe w krajach Unii Europejskiej. Wstęp do analizy korelacji. *Ekonomia XXI Wieku*, 15, pp. 106–123.
- Miciuła, I. (2013). Modelowanie i prognozowanie wielkości kursu walutowego. *Studia i Prace WNEIZ US*, 31/1, pp. 249–262.
- Młynarczyk, E. (2016). Indeksy Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie oraz determinanty ich wartości na przykładzie WIG i WIG20 (praca licencjacka, Repozytorium Uniwersytetu Jagiellońskiego).
- Pszczółka, I. (2011). *Współczesne waluty międzynarodowe*. Warszawa: CeDeWu.
- Salamaga, M. (2009). Próba weryfikacji teorii parytetu siły nabywczej na przykładzie kursów wybranych walut. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 76: Ekonometria*, 26, pp. 149–159.
- Sekula, P. (2020). Analiza zależności na rynkach finansowych Europy Środkowej. *Ekonomia Międzynarodowa*, 29, pp. 61–80.
- Sobański, K. (2018). *Międzynarodowe finanse przedsiębiorstw*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Szewc-Rogalska, A. (2014). Wpływ czynników sektorowych na stopę dochodu i ryzyko akcjonariuszy spółek giełdowych. W: J. Czekaj, E. Miklaszewska, W. Sułkowska, red., *Rynek finansowy jako mechanizm alokacji zasobów w gospodarce*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, pp. 165–177.
- Świder, W. (2018). Wpływ inflacji, nominalnych stóp procentowych i realnych stóp procentowych na długoterminowe notowania par walutowych USD/JPY, GBP/USD i GBP/JPY. *Zeszyty Naukowe Małopolskiej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Tarnowie*, 2(38), pp. 27–39.
- Wdowiński, P. (2005). Empiryczne modele kursów walutowych: ocena trafności prognoz. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 193, pp. 109–142.
- Widz, E. (2016). Wahania indeksów giełdowych a wahania koniunktury gospodarczej w Polsce. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 4(323), pp. 155–168, <http://dx.doi.org/10.18778/0208-6018.323.11>

KURSY WALUT I INSTRUMENTY RYNKU KAPITAŁOWEGO – ANALIZA NA PRZYKŁADZIE SZWAJCARII PRZED I PODCZAS PANDEMII COVID-19

Cel artykułu. Celem artykułu jest przedstawienie czynników wpływających na kursy walut oraz zbadanie związku między nimi i indeksami akcji oraz obligacji w Szwajcarii w okresie przed i w trakcie trwania pandemii Covid-19. Zweryfikowano w związku z powyższym hipotezę, że badane związki uległy zmianie w wyniku zawirowań wywołanych kryzysem pandemicznym.

Metoda badawcza. Do zweryfikowania postawionej hipotezy wykorzystano analizę funkcji liniowych i nieliniowych oraz obliczono wskaźniki korelacji Pearsona między badanymi instrumentami.

Wyniki badań. W wyniku przeprowadzonej analizy stwierdzono, że związek indeksu kursu CHF i indeksów giełdowych jest nieliniowy, a związek indeksu kursu CHF z indeksami obligacji liniowy. Korelacje przed pandemią wskazywały na silne związki indeksu kursu CHF z badanymi indeksami z tym, że związek z indeksami akcji był pozytywny, a z indeksami obligacji negatywny, w okresie pandemii korelacja z indeksami obligacji uległa zmianie i była dodatnia.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, indeks giełdowy, rentowność obligacji, korelacja, COVID-19.

JEL Class: D53, F21, F31.

Zakończenie recenzji/ End of review: 29.01.2024

Przyjęto/Accepted: 23.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

DECYZJE W ZAKRESIE DYWIDENDY A DŁUGOTERMINOWE STOPY ZWROTU. PRZYPADEK POLSKIEGO RYNKU AKCJI

Przemysław Konieczka*



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.03>

DIVIDEND DECISIONS AND LONG-TERM RETURNS. THE CASE OF THE POLISH STOCK MARKET

ABSTRACT

The purpose of the article. The purpose of the article was to examine how dividend decisions made by general shareholder meetings affect the stock price of public companies in Poland over the long term.

Methodology. The study analyzed the impact of dividend decisions on the long-term patterns of stock returns using the buy-and-hold abnormal returns approach. In addition, the role of the dividend yield ratio in the formation of cross-sectional return volatility was examined. The conducted study referred to public companies listed on the main market of the Warsaw Stock Exchange.

Results of the research. The results of the research can be summarized as follows. Firstly, the conducted empirical study showed the possibility of achieving abnormal returns on investments in portfolios composed of shares of dividend companies. The results showed the positive impact of dividend decisions on valuations of public companies in the long term. Stock portfolios of companies initiating and resuming dividend payments allow for obtaining positive abnormal returns over the long term, however, the returns achieved are statistically significant only for selected periods of stock holding. Secondly, the empirical study of cross-sectional returns showed possibility of achieving in the long term excess returns on shares of public companies with high dividend yields. The results achieved are in line with the results of research conducted for developed stock markets. The article extends the considerations carried out for the Polish stock market in terms of the impact of dividend decisions on stock returns by including a long period in the analysis.

Keywords: dividend, public companies, stock market, long-term returns.

JEL Class: G100, G140, G350.

* Dr, Kolegium Gospodarki Światowej, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, e-mail: przemyslaw.konieczka@shg.waw.pl
<https://orcid.org/0000-0001-5338-9580>

WPROWADZENIE

Badania empiryczne prowadzone nad weryfikacją teoretycznych rozważań nad kwestią dywidendy dały możliwość zaobserwowania zmian notowań cen akcji spółek publicznych w odniesieniu do decyzji podejmowanych w zakresie dywidendy. Zauważono, że notowania cen akcji zmieniają się w zależności od charakteru publikowanych informacji odnoszących się do decyzji podejmowanych w zakresie:

- wysokości stopy dywidendy (Litzenberger i Ramaswamy, 1979: 429–443),
- zmiany wysokości stopy dywidendy (Lev i Thiagarajan, 1993: 190–215; Abarbanell i Bushee 1998: 19–45),
- rozpoczęcia i zaprzestania wypłaty dywidendy (Michaeli i in., 1995: 573–608),
- wznowienia wypłaty dywidendy (Boehme i Sorescu, 2002: 871–900),
- zmiany wysokości stałej dywidendy (Benartzi i in., 1997: 1007–1034).

Wskazane zachowania cen akcji ze względu na swój charakter i kierunek zmian pozwalały na osiąganie stóp zwrotu z akcji przewyższających modelowe stopy zwrotu, wynikające z oszacowania wartości przyjętymi modelami wyceny aktywów kapitałowych. Takowe zachowania rynku kapitałowego pozwalające na osiąganie ponadnormalnych stóp zwrotu, zostały nazwane w literaturze przedmiotu jako efekty oraz anomalie rynku kapitałowego¹. Efekty dotyczące dywidendy związane są między innymi z teorią sygnalizowania dywidendami i opracowanymi w ramach tej teorii modelami teoretycznymi (Bhattacharyya, 1979: 259–270; Talmor, 1981: 413–435). Efekty i anomalie rynku kapitałowego związane są również z zagadnieniem hipotezy efektywności rynku.

Celem niniejszego opracowania było zbadanie jak poszczególne decyzje w zakresie dywidendy wpływają na kształtowanie się długoterminowych cen akcji spółek publicznych w Polsce. Biorąc pod uwagę wskazany cel badawczy została sformułowana hipoteza badawcza: podejmowane przez walne zgromadzenia akcjonariuszy decyzje w zakresie dywidendy powodują długoterminowe zmiany cen akcji.

W ramach przeprowadzonego badania skupiono uwagę na dwóch aspektach związanych z wpływem decyzji w zakresie dywidendy na kształtowanie się cen akcji spółek publicznych. Po pierwsze, sprawdzono jak poszczególne zdarzenia związane z podejmowanymi przez walne zgromadzenia akcjonariuszy decyzjami w zakresie wypłaty dywidendy, inicjacji wypłaty dywidendy oraz wznowienia wypłaty dywidendy wpływają na długoterminowe stopy zwrotu z akcji spółek.

¹ Anomalie rynku kapitałowego to odchylenia od przewidywań zgodnych z neoklasyczną teorią finansów, a w szczególności stojące w sprzeczności z koncepcją efektywności informacyjnej rynku kapitałowego. Zgodnie z literaturą przedmiotu, dana anomalia występuje wtedy, kiedy inwestor może osiągnąć statystycznie istotne i dodatnie ponadnormalne stopy zwrotu (a więc powyżej premii za ryzyko) ze strategii wykorzystującej ową anomalie (Khan, 2011: 1–22).

Opierając się na określonych zdarzeniach dotyczących dywidendy skonstruowano długookresowe portfele papierów wartościowych, dla których obliczono nadwyżkowe stopy zwrotu dla poszczególnych okresów utrzymania akcji w portfelach. Tak skonstruowane portfele pozwoliły na zbadanie długookresowego kształtowania się wartości akcji spółek publicznych w odpowiedzi na podejmowane decyzje w zakresie dywidendy. Po drugie, dokonano analizy roli stopy dywidendy w kształtowaniu się długoterminowych stóp zwrotu z akcji. W tym celu zbadano kształtowanie się przekrojowych zmienności stóp zwrotu z odpowiednio skonstruowanych portfeli akcji w oparciu o kryterium stopy dywidendy. Przeprowadzone badania dają istotny wkład do nauki w zakresie rozszerzenia dotychczasowych badań dotyczących wpływu prowadzonej przez spółki publiczne notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie polityki w zakresie dywidendy na kształtowanie się cen akcji spółek dywidendowych w odniesieniu do długiego okresu badawczego. Przeprowadzone badania pozwalają ponadto na określenie, czy istnieje możliwość osiągnięcia długookresowych ponadnormalnych stóp zwrotu ze strategii inwestycyjnych opierających się na decyzjach spółek w zakresie dywidendy. Wkładem do nauki jest również zbadanie jak dla spółek notowanych na polskiej giełdzie charakterystyki związane ze stopą dywidendy pozwalają na zbadanie kształtowania się przekrojowej zmienności stóp zwrotu z akcji spółek.

Struktura artykułu przedstawia się następująco. W pierwszej części zaprezentowano przegląd kwestii teoretycznych i badań empirycznych związanych z analizowaną materią. Druga część opracowania dotyczy określenia próby badawczej i źródeł danych. W trzeciej i czwartej części artykułu przedstawiono wyniki przeprowadzonego badania oraz opisano zastosowane metody badawcze. W piątej i zarazem ostatniej części artykułu dokonano konkluzji przeprowadzonych rozważań.

1. BADANIA TEORETYCZNE I EMPIRYCZNE NAD WPŁYWEM DECYZJI DYWIDENDOWYCH NA CENY AKCJI

Wpływ dywidendy oraz decyzji w zakresie dywidendy na zmiany notowań cen akcji i tym samym na osiągane stopy zwrotu jest jednym z najczęściej badanych obszarów finansów przedsiębiorstw. Prowadzane rozważania teoretyczne odnosiły się w szczególności do próby określenia całościowej teorii tłumaczącej wpływ podejmowanych decyzji w zakresie dywidendy na kształtowanie się notowań cen akcji spółek publicznych. W szczególności opracowane teorie sygnalizacji dywidendami wspierają nurt badań związany z wpływem decyzji w zakresie dywidendy na notowania cen akcji. Koncepcja sygnalizowania odnosi się do asymetrii informacyjnej. Zgodnie z teorią sygnalizowania, dywidenda może być sposobem zmniejszania występującej asymetrii. Zarządy spółek poprzez decyzje

w zakresie dywidendy przekazują na zewnątrz spółki informacje o sytuacji spółki oraz o przyszłych zyskach. Koncepcja sygnalizacji ma swoje korzenie w pracy Lintnera (1965:13–37), który przedstawił i opisał zmiany ceny akcji w następstwie zmiany stopy dywidendy. Koncepcje teoretyczne związane z teorią sygnalizowania dywidendami były rozwijane w latach 70. i 80. poprzedniego stulecia. Po raz pierwszy argument sygnalizowania został rozwinięty w jednookresowym modelu zaproponowanym przez Rossa (1977: 23–40). Zaproponowana przez niego teoria zakładała, że inwestorzy wyceniają przyszły strumień przepływów pieniężnych otrzymywany od spółki. Opierając się na asymetrii informacyjnej oraz modelu przedstawionym przez Rossa, Bhattacharyya (1979: 259–270) zaproponował model uważany za definiujący cały nurt badawczy sygnalizowania dywidendami. Teoretyczne koncepcje w zakresie sygnalizacji rozwijane były w późniejszych latach (Talmor, 1981: 413–435; Aharoni i Swary, 1980: 1–12; Asquith i Mullins, 1983: 77–96). Również przedstawiciele finansów behawioralnych rozwijali koncepcję sygnalizowania dywidendami. Baker i Wurgler (2016: 697–738) zaproponowali podejście nazwane przez nich behawioralnym sygnalizowaniem.

Badania empiryczne prowadzone w zakresie wpływu dywidendy na osiągnięte stopy zwrotu z akcji dotyczyły zarówno teorii sygnalizacji, jak i innych obszarów związanych z zauważalnymi anomaliami rynku kapitałowego odnoszącymi się do kwestii dywidendy. Badania te dotyczyły wpływu stopy dywidendy na osiągnięte stopy zwrotu oraz wpływu decyzji w zakresie dywidendy na kształtowania się stóp zwrotu (m.in. decyzje w zakresie wypłaty dywidendy, inicjacji wypłaty dywidendy, wstrzymania i wznowienia wypłaty dywidendy oraz zmiany poziomu wypłacanej dywidendy).

Zgodnie z przewidywaniami Lintnera (1965: 13–37), rozpoczęcie wypłaty dywidendy oraz zakończenie wypłaty dywidendy powinny legitymować się mocnym efektem sygnalizacyjnym i wpływem na stopy zwrotu z akcji. Reakcja rynku przejawia się w osiągnięciu dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji spółek rozpoczynających wypłatę dywidendy oraz ujemnych nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji spółek informujących o zaprzestaniu wypłaty dywidendy. Pierwsze badania w zakresie wpływu na ceny akcji decyzji o rozpoczęciu i zaprzestaniu wypłaty dywidendy prowadzone były przez Asquith i Mullinsa (1983: 77–96), Healy i Palepu (1988: 149–175) oraz Michaely, Thaler i Womack (1995: 573–608). Badanie w zakresie wpływu decyzji o rozpoczęciu lub zaprzestaniu wypłaty dywidendy obejmowały zarówno rynki dojrzałe, jak i rynki wschodzące (Amihud i Murgia, 1997: 397–408; Skinner i Soltes, 2009: 1–28, Raja i Tahir, 2014: 24–33). Kolejnym zaobserwowanym zachowaniem rynku związanym z decyzjami w zakresie dywidendy jest efekt wznowienia wypłaty dywidendy. Efekt ten badany był między innymi przez Boehme i Sorescu (2002: 871–900) oraz Chen, Chou i Lee (2014: 643–657) i przejawia się w osiągnięciu dodatnich nadwyżko-

wych stóp zwrotu z akcji spółek wznawiających wypłatę dywidendy. Badania empiryczne prowadzone w zakresie zależności pomiędzy stopą dywidendy a stopami zwrotu z akcji spółek giełdowych wykazały istnienie dwóch efektów związanych ze stopą dywidendy. Pierwszy z nich, nazwany „prostym” efektem stopy dywidendy (*simple dividend yield effect*), dotyczy wysokości stóp zwrotu osiągniętych ze spółek o najwyższej i najniższej stopie dywidendy. Zgodnie z efektem stopy dywidendy, inwestycje w spółki charakteryzujące się wysoką stopą dywidendy przynoszą wyższe stopy zwrotu niż inwestycje w spółki o niskiej stopie dywidendy. Drugi z efektów związany jest ze zmianą poziomu stopy dywidendy. Zgodnie z wynikami badań zmiana stopy dywidendy pozwala na przewidywanie stóp zwrotu z akcji. Początkowe studia nad zależnością pomiędzy stopą dywidendy a stopami zwrotu z akcji bazowały na analizie zagregowanych szeregów czasowych. Część badaczy (Fama i French, 1988: 3–26; Campbell i Shiller, 1988a: 661–676; Campbell i Shiller, 1988b: 195–227; Cochrane, DeFina i Mills, 1993: 159–180) analizując przygotowane szeregi czasowe zauważyła, że stopy dywidendy w istotny sposób objaśniały zmienność stóp zwrotu z akcji. Fama i French stwierdzili, że badana zależność pomiędzy stopami dywidendy a stopami zwrotu zwiększa się w miarę wydłużania horyzontu czasowego. Ang i Beakert (2001: 651–707) przeprowadzili badania dla szeregów czasowych o różnym horyzoncie czasowym i wykazali, że stopy dywidendy w istotny sposób objaśniają osiągnięte krótko- i długoterminowe stopy zwrotu. Zagadnienie zależności pomiędzy stopami zwrotu a stopami dywidendy analizowano również z wykorzystaniem danych przekrojowych. Mei (1992: 331–345) i Lewellen (2004: 209–235) w oparciu o dane przekrojowe wykazali występowanie efektu stopy dywidendy w stopach zwrotu z akcji dla rynku amerykańskiego. Lewellen (2015: 1–44), wykorzystując regresję przekrojową Famy-MacBetha (Fama i MacBeth, 1973: 607–636), wykazał, że stopa dywidendy objaśnia przekrojową zmienność stóp zwrotu, jednak przy dość niskiej statystycznej istotności. Lyn i Zyowiesch (2004: 63–71) badały występowanie efektu dywidendy na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej. Autorki zauważyły, że stopa dywidendy (dla wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej) przy niskiej istotności statystycznej jest przeciętnie dodatnio skorelowana ze stopami zwrotu z akcji. Badania obejmujące przekrojowe zmienności stóp zwrotu w odniesieniu do stopy dywidendy dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej prowadzili również Zaremba i Konieczka (2015: 857–877). Duża część przeprowadzonych badań wspierała pozytywną i istotną zależność pomiędzy stopą zwrotu a stopą dywidendy (Litzenberger i Ramaswamy, 1979: 429–443; Lev i Thiagarajan, 1993: 190–215; Abarbanell i Bushee, 1998: 19–45; Morgan i Thomas, 1998: 405–423; Visscher i Filbeck, 2003: 99–106; Brzeszczyński i Gajdka, 2007: 285–300; Kyriazis i Diacogiannis, 2007: 1511–1528). Do badań niepotwierdzających obserwowane anomalie stóp dywidendy zaliczyć można

m.in. Black i Scholes (1974: 1–22), Goetzmann i Jorion (1993: 663–679), Goyal i Welch (2003: 639–654) oraz ap Gwilym i in. (2005: 69–74).

Dla polskiego rynku akcji nie odnotowano dotychczas kompleksowych badań dotyczących wpływu decyzji w zakresie dywidendy na stopy zwrotu z akcji spółek giełdowych. Prowadzone badania dotyczyły w głównej mierze rozważań teoretycznych nad dywidendą, krótkoterminowego wpływu decyzji dywidendowych na stopy zwrotu, determinant wpływu polityki dywidendy na stopy zwrotu, czy próby formułowania strategii inwestycyjnych w oparciu o wybrane krótkoterminowe zachowania kursów akcji w związku z realizowaną polityką dywidendy. Na podstawie przeprowadzonego przeglądu badań empirycznych zauważyć można, że w zakresie wpływu dywidendy na stopy zwrotu najczęściej analizowanym obszarem dla polskiego rynku akcji jest teoria sygnalizacji. Wpływ decyzji dywidendowych na stopy zwrotu z akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie badany był między innymi przez Gurgula i Majdosa (2005: 25–41), Tuzimka (2012: 333–346), Słońskiego i Zawadzkiego (2012a: 125–135; 2012b: 46–54), Perepeczo (2013: 253–264), Czekaja (2014), Frasyniuk-Pietrzyk i Walczak (2014: 119–128), Czapiewskiego i Kubiaka (2017: 47–58), Kaźmierską-Jóźwiak (2017: 109–118), Żyła (2018: 100–117), Gnap (2022: 193–27).

Gurgul i Majdosz jako jedni z pierwszych analizowali wpływ zapowiedzi wypłaty dywidendy na reakcję akcjonariuszy spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Okres badawczy obejmował lata 2000–2004, przez co próba badawcza składała się tylko z 65 przypadków decyzji o wypłacie dywidendy lub skupie akcji własnych. Gurgul i Majdosz dowiedli, że rynek akcji reaguje pozytywnie na ogłoszenie o wypłacie dywidendy tylko wokół dnia ogłoszenia. W pierwszym dniu po ogłoszeniu decyzji o wypłacie dywidendy, nadwyżkowa stopa zwrotu była pozytywna (0,79%) i istotna statystycznie. W ramach swojego badania autorzy analizowali również czynniki mające wpływ na występowanie nadwyżkowej stopy zwrotu wśród konkurencyjnych spółek z tego samego sektora. Rezultaty badania wskazują na występowanie analizowanej relacji i jej wpływu na nadwyżkowe stopy zwrotu, ale z opóźnieniem czasowym.

Licznějšíą próbą badawczą legitymowało się badanie przeprowadzone przez Tuzimkę, który analizował 245 zdarzeń. Badanie obejmowało spółki notowane na głównym rynku akcji polskiej giełdy, które wypłacały dywidendę co najmniej trzykrotnie w latach 2001–2009. Autor argumentował, że taki dobór spółek do próby pozwoli na wykluczenie zdarzeń będących wynikiem nieprawidłowych decyzji w zakresie dywidendy, które powodować mogą nieracjonalne zachowania inwestorów. Wyniki badania pokazują, że ogłoszenia w zakresie dywidendy pozytywnie wpływają na ceny akcji. Dla całej próby (niezależnie od rodzaju podjętej decyzji w zakresie dywidendy) odnotowano dodatnie i statystycznie istotne ponadstandardowe stopy zwrotu w dniu ogłoszenia (0,55%), w dniu poprzedzającym dzień ogłoszenia (0,35%) oraz w pierwszym dniu po dniu ogłoszenia (0,35%).

Tuzimek odnotował ponadto statystycznie istotną pozytywną reakcję rynku w pierwszym dniu po dniu ogłoszenia w przypadku decyzji o rozpoczęciu lub wznowieniu wypłaty dywidendy (0,1%), decyzji o wzroście dywidendy (1,35%) oraz spadku dywidendy (0,43%).

Słoński i Zawadzki analizowali zachowania kursów akcji po ogłoszeniu decyzji w zakresie zmiany wielkości wypłacanej dywidendy. Okres badawczy obejmował lata 2005–2009, w ramach którego to okresu zidentyfikowano 236 obserwacji. Autorzy w przeprowadzonym badaniu nie odnotowali zależności pomiędzy kierunkiem zmiany w polityce dywidendy a ponadstandardowymi stopami zwrotu. Badanie wykazało jednak występowanie ponadstandardowych stóp zwrotu, biorąc pod uwagę samo ogłoszenie o wypłacie dywidendy. Pogrupowanie spółek w panel według kryterium wielkości (kapitalizacji) na małe, średnie i duże nie wykazało ponadprzeciętnych stóp zwrotu w przypadku zmiany wielkości wypłacanej dywidendy.

Słoński i Zawadzki w kolejnym opracowaniu poddali analizie reakcję rynku na wypłatę nieoczekiwanych dywidend, rozumianych jako różnica pomiędzy rekomendacją zarządu w zakresie wielkości dywidendy a wielkością dywidendy przyjętą przez walne zgromadzenie akcjonariuszy. W okresie 2005–2010 autorzy zidentyfikowali 21 takich zdarzeń. Zgodnie z uzyskanymi wynikami, dodatnie i statystycznie istotne ponadstandardowe stopy zwrotu występowały w przypadku nieoczekiwanych decyzji o wzroście dywidendy. Autorzy zauważyli, że dodatnie i statystycznie istotne ponadstandardowe stopy zwrotu występują w przypadku decyzji o relatywnie wyższym przyroście dywidendy.

Perepeczo prowadziła badania reakcji inwestorów na wypłatę dywidendy. Przyjęta próba badawcza obejmowała spółki publiczne, które w okresie 1992–2011 wypłaciły dywidendę przynajmniej raz. Autorka wykorzystała w badaniu dwa modele stanowiące podstawę do szacowania nadzwyczajnych stóp zwrotu. Badanie wykazało pozytywną relację pomiędzy wypłatą dywidendy a wartością akcji spółek publicznych, objawiającą się w ponadstandardowych stopach zwrotu z akcji w przypadku tych zdarzeń.

Czekaj analizował wpływ ogłoszeń dotyczących wypłaty dywidendy na notowania akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Próba badawcza obejmowała ogłoszenia w zakresie dywidendy w latach 2008–2012. Autor odnotował ponadstandardowe stopy zwrotu w przypadku inicjacji i wznowienia wypłaty dywidendy (na poziomie 1,17%) oraz w przypadku wzrostu dywidendy (na poziomie 1,08%).

Frasyniuk-Pietrzyk i Walczak w swoich badaniach koncentrowały się na reakcji rynku na ogłoszenie o wypłacie dywidendy. Próba badawcza obejmowała spółki giełdowe, charakteryzujące się regularną dystrybucją zysków w postaci dywidendy. Autorki dla okresu badawczego 2005–2013 zidentyfikowały tylko

13 takich spółek publicznych. Wyniki badania pozwoliły na zaobserwowanie dodatnich i statystycznie istotnych anormalnych stóp zwrotu w przypadku ogłoszeń o wzroście wartości dywidendy (w dniu ogłoszenia). Ujemne ponadstandardowe stopy zwrotu zostały odnotowane dla ogłoszeń o spadku dywidendy. Uzyskane statystycznie istotne wyniki dotyczyły jednak tylko dnia, w którym następowało ogłoszenie.

Czapiewski i Kubiak poddali analizie wpływ ogłoszeń w zakresie zmiany dywidendy na stopy zwrotu z akcji spółek giełdowych. Ich próba badawcza obejmowała spółki wypłacające dywidendę w latach 1994–2014. Autorzy wykazali jedynie pozytywną i statystycznie istotną ponadstandardową stopę zwrotu w przypadku ogłoszeń o wzroście wartości dywidendy.

Każmierska-Jóźwiak w swoim opracowaniu analizowała reakcję akcjonariuszy na ogłoszenie informacji o inicjowaniu wypłaty dywidendy. Badanie obejmowało populację spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, które w latach 2011–2015 po raz pierwszy lub po co najmniej trzyletniej przerwie ogłosiły informację o wypłaceniu dywidendy. We wskazanym okresie badawczym zidentyfikowano 67 zdarzeń podania do publicznej informacji decyzji o wypłacie dywidendy w okresie 2011–2015. Badanie wykazało występowanie istotnej statystycznie i dodatniej stopy zwrotu w przypadku wystąpienia informacji o inicjacji dywidendy.

Żyła poddała analizie jak spółki notowane na rynku akcji NewConnect sygnalizują zmiany wyników i przyszłych cen akcji poprzez zmiany w polityce wypłat dywidendy. Próba badawcza obejmowała spółki wypłacające regularnie dywidendę (przez minimum 5 lat z rzędu) w latach 2007–2015. Przeprowadzone badania dotyczące wpływu wypłaty dywidendy na krótkoterminowe stopy zwrotu nie wykazały jednak statystycznej zależności pomiędzy tymi zmiennymi.

Gnap analizował wpływ ogłoszeń dotyczących wypłaty dywidendy na notowania akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Próba badawcza obejmowała 45 spółek publicznych i dotyczyła ogłoszeń w zakresie dywidendy w latach 2017–2021. Autor nie odnotował relacji pomiędzy wypłatą dywidendy a krótkoterminowymi zmianami w cenach akcji. Prowadzone badanie obejmowało swoim zakresem czasowym występowanie pandemii COVID-19, jednakże autor badania nie zauważył wpływu pandemii na zachowania spółek w zakresie wypłaty dywidendy.

Badania prowadzone dla rynku polskiego w głównej mierze dotyczyły jednak krótkoterminowych stóp zwrotu osiąganych z akcji spółek wokół dnia ogłoszenia przez walne zgromadzenie akcjonariuszy decyzji w zakresie dywidendy i nie odnosiły się do możliwości osiągania ponadstandardowych stóp zwrotu z akcji wypłacających dywidendy w długim okresie czasu.

2. OKREŚLENIE PRÓBY BADAWCZEJ I ŹRÓDEŁ DANYCH

Wykorzystane w badaniu dane miały charakter dziennych oraz miesięcznych szeregów czasowych oraz miesięcznych danych przekrojowo-czasowych, w liczbie obserwacji wystarczającej do zapewnienia odpowiedniej mocy przeprowadzanych testów i uniknięcia ekspozycji na problemy natury mikrostrukturalnej (De Moor i Sercu, 2013: 129–155). W ramach badania zdefiniowano w pierwszej kolejności zdarzenia odpowiadających decyzjom podejmowanym przez walne zgromadzenia akcjonariuszy spółek publicznych w zakresie wypłaty dywidendy, inicjacji wypłaty dywidendy oraz wznowienia wypłaty dywidendy². Dla zdefiniowanych zdarzeń określono zbiory danych zawierające notowania cen akcji odpowiadające datom zdarzeń. W przypadku badania przekrojowej zmienności stóp zwrotu zostały przygotowane przekrojowe szeregi danych zawierające stopy zwrotu osiągnięte z akcji spółek publicznych wraz z określonymi dla tych akcji wartościami stopy dywidendy.

W badaniu wykorzystanoienne notowania kursów akcji oraz dane dotyczące dywidendy dla spółek publicznych notowanych na rynku głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Dane wykorzystane w badaniu zostały zaczerpnięte z baz danych prowadzonych przez serwis Bloomberg oraz z baz danych Działu Rozwoju Produktów Informacyjnych i Indeksów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. Okres badawczy obejmował przedział czasowy od 1 stycznia 2002 roku do 31 grudnia 2021 roku. Okres badawczy swoim zakresem obejmował występowanie pandemii COVID-19, jednakże analizując szeregi danych nie zauważono wpływu pandemii na zmianę zachowań spółek w zakresie podejmowanych decyzji dywidendowych. Biorąc pod uwagę okres badawczy, w badaniu uwzględniono zarówno spółki aktualnie notowane, jak i spółki wycofane z obrotu. Takie działanie pozwoliło na uniknięcie występowania błędów selekcji. Z próby badawczej zostały wyłączone banki. Wynika to z faktu publikowania stanowiska i rekomendacji Komisji Nadzoru Finansowego w sprawie polityki dywidendowej banków, w którym Komisja sugeruje bankom działania w zakresie wstrzymania lub wypłaty dywidendy. Notowania cen akcji zostały poddane korekcie o działania korporacyjne prowadzone przez spółki na akcjach (podział i scalenie akcji, prawa poboru itd.) oraz o gotówkę wypłacaną inwestorom w postaci dywidendy. Szeregi danych przekrojowych zostały ponadto poddane korekcie poprzez zastosowanie odrzucenia 2,5% akcji spółek o najwyższych i najniższych stopach zwrotu osiągniętych w danym miesiącu (Rouwenhorst, 1999: 1439–1464; Chui i in., 2010: 361–392; Zaremba i Konieczka, 2015: 857–877). Z próby badawczej wyeliminowano również obserwacje o ekstremalnych

² Wznowienie wypłaty dywidendy zostało zdefiniowane jako zdarzenie, gdy spółka wznowiła wypłatę dywidendy po okresie przerwy w wypłacie, a przed zaprzestaniem wypłaty charakteryzowała się wypłatą dywidendy w następujących po sobie co najmniej trzech latach.

wartościach, aby wykluczyć z szeregów nieprawidłowe dane (McInish i in., 2008: 312–329; Lewellen, 2011: 62–80; Zaremba i Konieczka, 2015: 857–877). W tym celu usunięto z próby wszystkie akcje, dla których stopa dywidendy przekraczała 100%.

3. OCENA WPŁYWU DECYZJI W ZAKRESIE DYWIDENDY NA DŁUGOTERMINOWE STOPY ZWROTU

W niniejszym punkcie przedstawiono wyniki przeprowadzonych badań sprawdzających wpływ decyzji dywidendowych na kształtowanie się długoterminowych stóp zwrotu z akcji spółek publicznych. W badaniu wykorzystano metodę kalkulacji ponadprzeciętnych stóp zwrotu „kup i trzymaj” (*buy-and-hold abnormal returns approach*). W ramach badania metodą kalkulacji nadwyżkowych stóp zwrotu dla strategii „kup i trzymaj”, skonstruowano portfele akcji spółek dywidendowych z okresami utrzymywania akcji w portfelu wynoszącymi 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84 i 96 miesięcy. Akcje spółek wypłacających, inicjujących i wznowiających wypłaty dywidendy były włączane do portfela w ostatnim dniu miesiąca, po którym nastąpiło dane zdarzenie oraz były z niego wykluczane po upływie odpowiednio od 12 do 96 miesięcy. Nadwyżkowe stopy zwrotu następnie testowano przy wykorzystaniu modeli rynku kapitałowego. W ramach badania wykorzystano klasyczny model indeksowy oraz czteroczynnikowy model zaproponowany przez Carharta (Carhart, 1997: 57–82). W ramach modelu indeksowego za parametr odniesienia przyjęto notowania indeksu szerokiego rynku WIG. Mając świadomość znacznej roli różnic w poziomie ryzyka przy wyjaśnianiu stóp zwrotu w długim okresie, aby zniwelować ograniczenia modelu indeksowego w tym zakresie, w badaniu wykorzystano również model czteroczynnikowy, którego czynniki obejmują efekt wielkości spółki, efekt wartości oraz efekt kontynuacji stóp zwrotu (*momentum effect*). Parametry modelu przyjęto na podstawie oszacowania przeprowadzonego przez Zarembę i pozostałych autorów w ich opracowaniu³ (Zaremba i in., 2019: 2039–2056). Przyjęcie modelu indeksowego i modelu czteroczynnikowego spełnia zasadę modelowania „od ogólnego do szczególnego”, szczegółowo opisaną w opracowaniu Gurgula (2006).

W pierwszej kolejności zbadano możliwość generowania nadwyżkowych stóp zwrotu przez portfele akcji, składających się ze spółek wypłacających dywidendę, ale różniących się okresem utrzymania akcji w portfelu. W tabeli 1 zamieszczono wyniki kalkulacji średnich nadwyżkowych stóp zwrotu „kup i trzymaj” (ABHAR) dla wszystkich wskazanych okresów utrzymania akcji w portfelu.

³ Wyniki analizy zostały umieszczone na stronie internetowej <http://adamzaremba.pl/downloadable-data/>, z której pobrano odpowiednie dane w ramach kalkulacji na potrzeby niniejszego opracowania.

Wyszczególniono również liczbę akcji utrzymywanych w portfelu dla danego horyzontu inwestycyjnego, poziom statystyki t-Studenta i wartość p oraz wskazano zmienne istotne statystycznie przy poziomie istotności wynoszącym 0,05.

Tabela 1. Średnie nadwyżkowe stopy zwrotu osiągane ze strategii „kup i trzymaj” z portfeli składających się z akcji spółek wypłacających dywidendę

	Model indeksowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	2,31%	8,51%	14,11%	25,12%	33,85%	21,21%	18,98%	18,12%
t-stat	(1,48)	(2,15)*	(2,78)*	(2,88)*	(2,38)*	(2,21)*	(1,71)	(1,47)
p-value	(0,16)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,02)	(0,06)	(0,12)
Odch.st.	0,58	1,48	1,68	2,85	3,11	2,51	2,69	2,34
Liczba zm.	1411	1276	1195	995	856	782	693	587
	Model czteroczynnikowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	7,85%	16,78%	22,11%	35,12%	51,05%	37,01%	34,21%	39,52%
t-stat	(4,01)*	(4,12)*	(4,38)*	(3,77)*	(3,89)*	(3,61)*	(3,35)*	(3,11)*
p-value	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Odch.st.	0,75	1,61	1,68	2,78	3,40	2,35	2,65	2,42
Liczba zm.	1411	1276	1195	995	856	782	693	587

* istotność statystyczna wyników na poziomie 0,05. Wartości podane w nawiasach dotyczą statystyki t-Studenta (oznaczonej jako t-stat) oraz wartości p (oznaczonej jako p-value). Szeregi obliczonych nadwyżkowych stóp zwrotu mają rozkład zbliżony do rozkładu normalnego, zgodnie z wynikami przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka.

Źródło: opracowanie własne.

Jak pokazują wyniki przedstawione w tabeli 1, dla analizowanych okresów utrzymania poszczególnych akcji w portfelu uzyskano dodatnie średnie nadwyżkowe stopy zwrotu. W przypadku pierwszego modelu benchmarkowego statystycznie istotne średnie nadwyżkowe stopy zwrotu uzyskano po 24, 36, 48, 60 i 72 miesiącach utrzymania akcji w portfelu. Najwyższą średnią nadwyżkową stopę zwrotu uzyskano po 60 miesiącach utrzymania i wynosiła ona 33,85%. Średnie nadwyżkowe stopy zwrotu, obliczone dla modelu czteroczynnikowego, miały wartości dodatnie dla wszystkich okresów utrzymania akcji w portfelu. Obliczone średnie nadwyżkowe stopy zwrotu były ponadto istotne statystycznie w każdym z analizowanych horyzontów inwestycyjnych. Podobnie jak w przypadku pierwszego modelu benchmarkowego, również dla modelu czteroczynnikowego średnia nadwyżkowa stopa zwrotu była najwyższa w 60 miesiącu utrzymania akcji w portfelu i wynosiła 51,05%. Zauważyć można, że w okresie badawczym utworzenie portfela z akcji spółek wypłacających dywidendy i utrzymanie ich w portfelu w długim okresie czasu pozwala na osiągnięcie statystycznie istotnych dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu.

W drugiej części badania zweryfikowano możliwość generowania nadwyżkowych stóp zwrotu przez portfele akcji składające się ze spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, które wypłacają dywidendę po raz pierwszy. W tabeli 2 zamieszczono wyniki kalkulacji średnich nadwyżkowych stóp zwrotu typu „kup i trzymaj” (ABHAR) dla wszystkich wskazanych okresów utrzymania akcji w portfelu.

Tabela 2. Średnie nadwyżkowe stopy zwrotu osiągane ze strategii typu „kup i trzymaj” z portfeli składających się z akcji spółek wypłacających dywidendę po raz pierwszy

	Model indeksowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	1,21%	-2,12%	2,71%	16,98%	10,12%	12,15%	14,98%	6,45%
t-stat	(0,31)	(-0,48)	(0,31)	(1,12)	(0,81)	(0,59)	(0,49)	(0,31)
p-value	(0,69)	(0,61)	(0,82)	(0,36)	(0,62)	(0,68)	(0,58)	(0,73)
Odch.st.	0,73	0,91	1,48	2,61	2,33	2,59	3,11	2,82
Liczba zm.	305	269	248	210	191	169	145	122
	Model czteroczynnikowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	10,12%	13,18%	15,69%	32,79%	35,12%	35,01%	34,15%	39,02%
t-stat	(2,26)*	(2,19)*	(1,51)	(2,11)*	(2,25)*	(1,43)	(1,12)	(1,22)
p-value	(0,02)	(0,03)	(0,13)	(0,04)	(0,03)	(0,19)	(0,24)	(0,15)
Odch.st.	0,81	0,92	1,58	2,67	2,89	3,13	2,99	3,10
Liczba zm.	305	269	232	192	172	169	145	122

* istotność statystyczna wyników na poziomie 0,05. Wartości podane w nawiasach dotyczą statystyki t-Studenta (oznaczonej jako t-stat) oraz wartości p (oznaczonej jako p-value). Szeregi obliczonych nadwyżkowych stóp zwrotu mają rozkład zbliżony do rozkładu normalnego, zgodnie z wynikami przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka.

Źródło: opracowanie własne.

Dla analizowanych okresów utrzymania akcji w portfelu uzyskano zarówno dodatnie, jak i ujemne średnie nadwyżkowe stopy zwrotu w odniesieniu do modelu indeksowego. Osiągnięte średnie nadwyżkowe stopy zwrotu były jednak nieistotne ze statystycznego punktu widzenia. W przypadku modelu czteroczynnikowego, dodatnie nadwyżkowe stopy zwrotu osiągnięto dla każdego z okresów utrzymania akcji w portfelu. Statystyczną istotnością charakteryzowały się tylko stopy zwrotu osiągnięte po 12, 24, 48 i 60 miesiącach utrzymania akcji w portfelu. W przypadku drugiego modelu benchmarkowego, istotna statystycznie średnia nadwyżkowa stopa zwrotu była najwyższa w 60 miesiącu utrzymania akcji w portfelu i wynosiła 35,12%. Analizując wyniki badania należy stwierdzić, że uzyskane wyniki w sposób niejednoznaczny pozwalają na stwierdzenie możliwości osiągnięcia nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji spółek inicjujących wypłatę

dywidendy. Osiągnięte nadwyżkowe stopy zwrotu były statystycznie istotne dla wybranych okresów utrzymania akcji w portfelu.

W trzeciej części badania sprawdzono możliwość generowania nadwyżkowych stóp zwrotu przez portfele akcji składające się ze spółek, które wznawiają wypłatę dywidendy. W tabeli 3 umieszczono wyniki obliczonych nadwyżkowych stóp zwrotu dla obu modeli benchmarkowych w poszczególnych okresach utrzymania akcji w portfelu.

Tabela 3. Średnie nadwyżkowe stopy zwrotu osiągane ze strategii typu „kup i trzymaj” z portfeli składających się z akcji spółek wznawiających wypłatę dywidendy

	Model indeksowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	3,63%	3,11%	8,51%	31,04%	32,31%	58,12%	71,01%	98,15%
t-stat	(0,82)	(0,46)	(1,02)	(2,01)*	(2,11)*	(1,81)	(1,41)	(1,45)
p-value	(0,41)	(0,78)	(0,31)	(0,05)	(0,05)	(0,10)	(0,19)	(0,18)
Odch.st.	0,45	0,58	0,78	0,89	1,35	1,78	2,58	2,29
Liczba zm.	78	59	51	46	38	26	18	15
	Model czteroczynnikowy							
	12 M	24 M	36M	48M	60M	72M	84M	96M
ABHAR	11,98%	7,89%	8,97%	36,12%	41,14%	69,89%	92,98%	112,19%
t-stat	(2,28)*	(1,01)	(0,78)	(2,34)*	(2,11)*	(1,69)	(1,46)	(1,61)
p-value	(0,02)	(0,35)	(0,51)	(0,02)	(0,03)	(0,12)	(0,19)	(0,15)
Odch.st.	0,69	0,61	0,69	0,95	1,33	1,86	2,51	2,42
Liczba zm.	78	59	51	46	38	26	18	15

* istotność statystyczna wyników na poziomie 0,05. Wartości podane w nawiasach dotyczą statystyki t-Studenta (oznaczonej jako t-stat) oraz wartości p (oznaczonej jako p-value). Szeregi obliczonych nadwyżkowych stóp zwrotu mają rozkład zbliżony do rozkładu normalnego, zgodnie z wynikami przeprowadzonego testu Shapiro-Wilka.

Źródło: opracowanie własne.

W badaniu uzyskano dodatkowo średnie nadwyżkowe stopy zwrotu dla pierwszego i drugiego modelu benchmarkowego. W przypadku modelu indeksowego, istotnością statystyczną charakteryzowała się tylko średnia nadwyżkowa stopa zwrotu osiągnięta w 48 i 60 miesiącu utrzymania akcji w portfelu i wynosiła ona odpowiednio 31,04% i 32,31%. W przypadku modelu czteroczynnikowego dodatkowo i istotnie statystycznie nadwyżkowe stopy zwrotu osiągnięto wyłącznie dla 12, 48 i 60 miesięcznego okresu utrzymania akcji w portfelu. Istotnie statystycznie średnie nadwyżkowe stopy zwrotu wynosiły odpowiednio 11,98% w 12 miesiącu utrzymania akcji w portfelu, 36,12% w 48 miesiącu utrzymania akcji w portfelu oraz 41,14% w 60 miesiącu utrzymania akcji w portfelu. Uzyskane wyniki w sposób niejednoznaczny pozwalają na stwierdzenie możliwości osiągnięcia nadwyż-

kowych stóp zwrotu w długim okresie z akcji spółek inicjujących wypłatę dywidendy. Osiągnięte nadwyżkowe stopy zwrotu w większości analizowanych przypadków były nieistotne statystycznie, jednakże dla wybranych okresów utrzymania akcji w portfelu otrzymano wyniki istotne ze statystycznego punktu widzenia (dla poziomu istotności 5%).

4. ROLA STOPY DYWIDENDY W KSZTAŁTOWANIU DŁUGOTERMINOWYCH STÓP ZWROTU

Ostatnia część przeprowadzonego badania sprowadzała się do zbadania roli, jaką odgrywa stopa dywidendy w kształtowaniu stóp zwrotu z akcji spółek notowanych na rynku głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. W ramach tej części badania sprawdzano istotność objaśniania przekrojowej zmienności stóp zwrotu z akcji spółek publicznych poprzez wskaźnik stopy dywidendy, wykorzystując miernik zwany premią za stopę dywidendy⁴.

W przypadku przekrojowej analizy stóp zwrotu, rozpatrywano nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według stopy dywidendy. Sortowanie polegało na uszeregowaniu wszystkich spółek w każdym z miesięcy analizy według stopy dywidendy. Wskaźnik stopy dywidendy obliczono jako wartość dywidendy na akcję do ceny akcji z dnia wypłacenia dywidendy w roku poprzednim. Z tak posortowanego i ułożonego szeregu zmiennych utworzono pięć podgrup w oparciu o odpowiednie kwantyle. Pierwsza podgrupa składała się z akcji spółek niewypłacających dywidendę w poprzednim roku, dla których stopa dywidendy wynosiła 0 (spółki niewypłacające dywidendę w roku poprzednim). Odnosząc się do wartości wskaźnika stopy dywidendy, z pozostałych poszeregowanych danych utworzono kolejne cztery podgrupy, w których za punkty graniczne podziału przyjęto 25, 50 i 75 percentyl. W ostatnim kroku z utworzonych podgrup skonstruowano portfele akcji spółek, w których udziały poszczególnych akcji w portfelu równoważono. Dla skonstruowanych portfeli kalkulowano stopy zwrotu w poszczególnych okresach. W badaniu zastosowano metodę nadwyżkowych stóp zwrotu, gdzie aktywa bazowe stanowiły: ryzyko rynku akcji, czynnik wartości, czynnik wielkości i czynnik momentum. Owe cztery czynniki uwzględniane są przez wspomniany powyżej czteroczynnikowy model wyceny aktywów (Carhart, 1997). W badaniu dokonano oszacowania nadwyżkowych stóp zwrotu dla różnicy pomiędzy portfelami o najwyższej i zerowej stopie dywidendy. Dodatkowo w badaniu analizowano stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych typu long/short. Portfele takie, w odniesieniu do poszczególnych wskaźników, zakładały inwestycje w portfel spółek o najwyższej stopie dywidendy, finansowany poprzez krótką sprzedaż akcji spółek nieplacących dywidendy oraz wypłacający

⁴ Miernik został opracowany i wykorzystany w badaniu nad rolą stopy dywidendy na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej przeprowadzonym przez Zarembę i Konieczkę (2015: 857–877).

najniższe dywidendy (przy pominięciu kosztów transakcyjnych i finansowania). Obliczone nadwyżkowe stopy zwrotu zostały poddane weryfikacji statystycznej przy wykorzystaniu parametrycznego testu t-Studenta.

W tabeli 4 zamieszczono wyniki kalkulacji nadwyżkowych stóp zwrotu dla wyszczególnionych portfeli akcji, powstałych z posortowania szeregów zmiennej ze względu na stopę dywidendy. W tabeli wyszczególniono poziom statystyki t-Studenta i odchylenie standardowe, obliczone dla każdego z portfeli.

Tabela 4. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według stopy dywidendy

	bez DY	niski DY	2	3	wysoki DY	H-N	H-L
	Statystyka bazowa						
Średnia nadwyżkowa stopa zwrotu	0,71%	0,22%	0,35%	1,12%	1,29%	0,58%	1,07%
t-stat	(1,05)	(0,81)	(0,91)	(1,85)	(2,26)*	(1,61)	(1,29)
Odchylenie standardowe	8,52%	7,02%	8,14%	6,18%	6,12%	4,87%	4,22%

* istotność statystyczna wyników na poziomie 0,05. W tabeli podano wartości średniej oraz odchylenia standardowego dla nadwyżkowych stóp zwrotu z kwintyli portfeli posortowanych według stopy dywidendy (oznaczonej jako DY). Kolumna „bez DY” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy. „H-N” i „H-L” oznaczają portfele o zerowym koszcie, z pozycją długą w „wysokim DY” oraz krótką w odpowiednio „bez DY” i „niskim DY”. Wartości podane w nawiasach dotyczą statystyki t-Studenta (oznaczonej jako t-stat).

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli przedstawiono podsumowanie statystyk portfeli posortowanych pojedynczo według stopy dywidendy oznaczonej jako DY. Średnia nadwyżkowa stopa zwrotu z akcji spółek charakteryzujących się najwyższą stopą dywidendy wyniosła 1,29%, natomiast z akcji o najniższej stopie dywidendy 0,22%. Średnia nadwyżkowa stopa zwrotu z akcji spółek, które nie wypłacają dywidendy wynosiła 0,71% i była wyższa od nadwyżkowej stopy zwrotu z kwintyla akcji spółek o najniższej stopie dywidendy. Należy podkreślić, że portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy składał się w większości z małych spółek o niskiej kapitalizacji rynkowej. Uzyskany wysoki wynik można częściowo wytłumaczyć efektem małych spółek. Analizując poziom odchylenia standardowego można stwierdzić, że portfele akcji spółek o wysokich wskaźnikach stopy dywidendy są mniej ryzykowne od akcji spółek niewypłacających dywidendy. Średnia różnica między nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji spółek wypłacających najwyższe i najniższe dywidendy wyniosła 1,07%. Natomiast różnica pomiędzy portfelem akcji spółek o najwyższej stopie dywidendy i spółek niedywidendowych wynosiła 0,58%.

Obliczone różnice pomiędzy nadwyżkowymi stopami zwrotu nie były jednak statystycznie istotne. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie dla polskiego rynku akcji wysokiej premii za stopę dywidendy. W ramach przeprowadzonego testu tylko nadwyżkowe stopu zwrotu dla portfela akcji spółek o najwyższej stopie dywidendy charakteryzowały się statystyczną istotnością. Można więc stwierdzić, że w przeprowadzonym badaniu wykryto znaczącą premię za stopę dywidendy, gdyż portfele złożone z akcji spółek o wysokim wskaźniku stopy dywidendy osiągały statystycznie istotne nadwyżkowe stopy zwrotu.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzane badanie empiryczne pozwoliło na określenie możliwości osiągnięcia nadwyżkowych stóp zwrotu z inwestycji w portfele składające się z akcji spółek dywidendowych. Wyniki uzyskane w przeprowadzonych badaniach pokazują pozytywny wpływ dywidendy na wyceny spółek publicznych w długim okresie. Inwestycja w portfel akcji spółek wypłacających dywidendy daje możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu w długim okresie. Ponadto portfele akcji spółek inicjujących i wznowiających wypłaty dywidendy pozwalają na osiągnięcie dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu w długim okresie, jednakże osiągnięte stopy zwrotu są statystycznie istotne tylko dla wybranych okresów utrzymania akcji w portfelu. Przeprowadzone badanie pozwoliło również na potwierdzenie możliwości osiągnięcia w długim terminie nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji spółek o wysokiej stopie dywidendy.

Osiągnięte w ramach badania wyniki są zgodne z wynikami badań przeprowadzonych dla rozwiniętych rynków akcji w zakresie kierunku zmian kursów akcji po ogłoszeniu decyzji w zakresie dywidendy. Wyniki badania potwierdzają w szczególności przesłanki płynące z teorii sygnalizowania dywidendami.

Wnioski wyciągnięte z przeprowadzonego badania cechują się jednakże kilkoma ograniczeniami. Po pierwsze, w odniesieniu do spółek dywidendowych nie zbadano stałości stosowanej polityki dywidendy w czasie. Po drugie, w ramach badania nie wzięto pod uwagę pozostałych rynków giełdowych prowadzonych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie. Uwzględnienie powyższych ograniczeń badawczych wpłynąć może na osiągnięte wyniki badawcze oraz wnioski z przeprowadzonego badania.

BIBLIOGRAFIA

- Abarbanell, J.S. i Bushee, B.J. (1998). Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy. *The Accounting Review*, 73(1), ss. 19–45.
- Aharony, J. i Swary, I. (1980). Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis. *The Journal of Finance*, 35(1), ss. 1–12.

- Amihud, Y. i Murgia, M. (1997). Dividends, Taxes, and Signaling: Evidence from Germany. *Journal of Finance*, 52(1), ss. 397–408.
- Ang, A. i Bekaert, G. (2007). Stock Return Predictability: Is It There? *Review of Financial Studies*, 20, ss. 651–707.
- ap Gwilym, O., McManus, I.D. i Thomas, S. (2005). Dividend Yield Investment Strategies, the Payout Ratio and Zero-Dividend Stocks. *The Journal of Investing*, 14(4), ss. 69–74.
- Asquith, P. i Mullins, D.W. (1983). The Impact of Initiating Dividend Payments on Shareholders' Wealth. *The Journal of Business*, 56(1), ss. 77–96.
- Baker, M. i Wurgler, J. (2016). Dividends as Reference Points: A Behavioral Signaling Approach. *The Review of Financial Studies*, 29(3), p. 697–738.
- Benartzi, S., Michaely, R. i Thaler, R.H. (1997). Do Changes in Dividends Signal the Future or the Past? *The Journal of Finance*, 52(3), ss. 1007–1034.
- Bhattacharya, S. (1979). Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), ss. 259–270.
- Black, F. i Scholes, M.S. (1974). The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns. *Journal of Financial Economics*, 1(1), ss. 1–22.
- Boehme, R.D. i Sorescu, S.M. (2002). The Long-Run Performance Following Dividend Initiations and Resumptions: Underreaction or Product of Chance? *The Journal of Finance*, 57(2), ss. 871–900.
- Brzeszczyński, J. i Gajdka, J. (2007). Dividend-Driven Trading Strategies: Evidence from the Warsaw Stock Exchange. *International Advances in Economic Research*, 13(3), p. 285–300.
- Campbell, J.Y. i Shiller, R.J. (1988a). Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *Journal of Finance*, 13(3), ss. 661–676.
- Campbell, J.Y. i Shiller, R.J. (1988b). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *Review of Financial Studies*, 1(3), ss. 195–227.
- Carhart, M.M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), ss. 57–82.
- Chen, S.-S., Chou, R. i Lee, Y.-C. (2014). The long-term performance following dividend initiations and resumptions revisited. *Journal of Economics and Finance*, 38(4), ss. 643–657.
- Chui, A.C., Titman, S. i Wei, K.J. (2010). Individualism and Momentum Around the World. *The Journal of Finance*, 65(1), ss. 361–392.
- Cochran, S., DeFina, R. i Mills, L. (1993). International Evidence on the Predictability of Stock Returns. *Financial Review*, 28(2), ss. 159–180.
- Czapiewski, L. i Kubiak, J. (2017). Reakcja inwestorów na zapowiedzi wysokości dywidend spółek notowanych na GPW w Warszawie. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2(86), ss. 47–58.
- Czekaj, J. (2014). *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dwudziestolecia*. Warszawa: PWE.
- De Moor, L. i Sercu, P. (2013). The smallest firm effect: An international study. *Journal of International Money and Finance*, 32, ss. 129–155.
- Fama, E.F. i French, K. (1988). Dividend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 22, ss. 3–26.
- Fama, E.F. i MacBeth, J.D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), ss. 607–636.
- Frasyniuk-Pietrzyk, M. i Walczak, M. (2014). Wpływ informacji o wypłacie dywidendy na notowania spółek na GPW w Warszawie w latach 2006–2013. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu*, 7(45), ss. 119–128.
- Gnap, M. (2022). Market reactions to dividends announcements: evidence from the Warsaw Stock Exchange. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 84(2), ss. 193–207.
- Goetzmann, W.N. i Jorion, P. (1993). Testing the Predictive Power of Dividend Yields. *Journal of Finance*, 48(2), ss. 663–679.

- Goyal, A. i Welch, I. (2003). The Myth of Predictability: Does the Dividend Yield Forecast the Equity Premium? *Management Science*, 49(5), ss. 639–654.
- Gurgul, H. (2006). *Analiza zdarzeń na rynkach akcji*. Wydanie pierwsze ed. Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Gurgul, H. i Majdosz, P. (2005). Effect of Dividend and Repurchase Announcements on the Polish Stock Market. *Badania Operacyjne i Decyzje*, 1, ss. 25–41.
- Healy, P.M. i Palepu, K.G. (1988). Earnings information conveyed by dividend initiations and omissions. *Journal of Financial Economics*, 21(2), ss. 149–175.
- Kaźmierska-Jóźwiak, B. (2017). Reakcja rynku kapitałowego na inicjowanie dywidend na rynku polskim. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, 22, ss. 109–118.
- Khan, M. (2011). Conceptual Foundations of Capital Market Anomalies. In: L. Zacks, ed., *The Handbook of Equity Market Anomalies*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., ss. 1–22.
- Kyriazis, D. i Diacogiannis, G. (2007). Testing the performance of value strategies in the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 17(18), ss. 1511–1528.
- Lev, B. i Thiagarajan, R. (1993). Fundamental Information Analysis. *Journal of Accounting Research*, 31(2), ss. 190–215.
- Lewellen, J. (2004). Predicting Returns with Financial Ratios. *Journal of Financial Economics*, 74, ss. 209–235.
- Lewellen, J. (2011). Institutional investors and the limits of arbitrage. *Journal of Financial Economics*, 102, ss. 62–80.
- Lewellen, J. (2015). The cross section of expected stock returns. *Critical Finance Review*, 4, ss. 1–44.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), ss. 13–37.
- Litzenberger, R.H. i Ramaswamy, K. (1979). The effects of dividends on common stock price: tax effects or information effects? *Journal of Finance*, 37(2), ss. 429–443.
- Lyn, E. i Zyowisch, E. (2004). Predicting stock returns in the developing markets of Eastern Europe. *Journal of Investing*, 13(2), ss. 63–71.
- McInish, T.H., Ding, D.K., Pyun, C.S. i Wongchoti, U. (2008). Short-horizon contrarian and momentum strategies in Asian markets: An integrated analysis. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), ss. 312–329.
- Mei, J. (1992). Explaining the Cross-Section of Returns Via a Multi-factor APT Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(3), ss. 331–345.
- Michaely, R., Thaler, R.H. i Womack, K. (1995). Price Reactions to Dividend Initiations and Omissions: Overreaction or Drift? *The Journal of Finance*, 50(2), ss. 573–608.
- Morgan, G. i Thomas, S. (1998). Taxes, dividend yields and returns in the UK equity market. *Journal of Banking & Finance*, 22(4), ss. 405–423.
- Perepeczo, A. (2013). Reakcja akcjonariuszy na decyzje o wypłacie dywidendy w spółkach publicznych – wyniki badań empirycznych. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 323, ss. 253–264.
- Raja, N. i Tajir, A. (2014). Impact of Dividend Policy on Shareholder Wealth. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(1), ss. 24–33.
- Rouwenhorst, G.K. (1999). Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets. *The Journal of Finance*, 54(4), ss. 1439–1464.
- Ross, S.A. (1977). The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), ss. 23–40.
- Skinner, D.J. i Soltes, E.F. (2009). What Do Dividends Tell Us about Earnings Quality? *Review of Accounting Studies*, 16(1), ss. 1–28.

- Słoński, T. i Zawadzki, B. (2012a). Analiza reakcji inwestorów na zmianę wielkości wypłacanej dywidendy przez spółki notowane na GPW w Warszawie. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H. Oeconomia*, 1(46), ss. 125–135.
- Słoński, T. i Zawadzki, B. (2012b). The impact of a surprise dividend increase on a stock's performance – the analysis of companies listed on the Warsaw Stock Exchange. *Operations Research and Decisions*, 22(2), ss. 46–54.
- Talmor, E. (1981). Assymetric information, signaling and optimal corporate financial decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), ss. 413–435.
- Tuzimek, R. (2012). Wpływ wypłat dywidendy na wartość akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 254, ss. 333–346.
- Visscher, S. i Filbeck, G. (2003). Dividend-Yield Strategies in the Canadian Stock Market. *Financial Analysts Journal*, 59(1), ss. 99–106.
- Zaremba, A., Czapkiewicz, A., Szczygalski, J.J. i Kaganov, V. (2019). An Application of Factor Pricing Models to the Polish Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 9(55), ss. 2039–2056.
- Zaremba, A. i Konieczka, P. (2015). Znaczenie stopy dywidendy w optymalizacji portfela akcji na rynku Europy Środkowo-Wschodniej. *Ekonomista*, 6, ss. 857–877.
- Żyła, M. (2018). Teoria sygnalizacji w polityce dywidend na przykładzie spółek notowanych na NewConnect. *Ekonomia XXI Wieku*, 4(20), ss. 100–117.

DECYZJE W ZAKRESIE DYWIDENDY A DŁUGOTERMINOWE STOPY ZWROTU. PRZYPADEK POLSKIEGO RYNKU AKCJI

Cel artykułu. Celem niniejszego opracowania było zbadanie jak decyzje podejmowane przez walne zgromadzenia akcjonariuszy w zakresie dywidendy wpływają na kształtowanie się notowań akcji spółek publicznych w Polsce w perspektywie długoterminowej.

Metoda badawcza. W ramach badania przeprowadzono analizę wpływu decyzji dywidendowych na kształtowanie się długoterminowych stóp zwrotu z akcji przy wykorzystaniu metody kalkulacji ponadprzeciętnych stóp zwrotu „kup i trzymaj” (*buy-and-hold abnormal returns approach*). Ponadto zbadano rolę wskaźnika stopy dywidendy w kształtowaniu się przekrojowej zmienności stóp zwrotu. Przeprowadzone badanie odnosiło się do spółek publicznych notowanych na rynku głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

Wyniki badań. Wyniki badania można podsumować następująco. Po pierwsze, przeprowadzane badanie empiryczne pozwoliło na określenie możliwości osiągnięcia nadwyżkowych stóp zwrotu z inwestycji w portfele składające się z akcji spółek dywidendowych. Uzyskane wyniki pokazują pozytywny wpływ decyzji dywidendowych na wyceny spółek publicznych w długim okresie utrzymania akcji w portfelu. Portfele akcji spółek inicjujących i wznowiających wypłaty dywidendy pozwalają na osiągnięcie dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu w długim okresie, jednakże osiągane stopy zwrotu są statystycznie istotne tylko dla wybranych okresów utrzymania akcji w portfelu. Po drugie, przeprowadzone badanie przekrojowych stóp zwrotu pozwoliło na potwierdzenie możliwości osiągnięcia w długim terminie nadwyżkowych stóp zwrotu z akcji spółek publicznych o wysokiej stopie dywidendy. Osiągnięte w ramach badania wyniki są zgodne z wynikami badań prowadzonych dla rozwiniętych rynków akcji w zakresie kierunku zmian kursów akcji po ogłoszeniu decyzji w zakresie dywidendy. Przeprowadzone badania

rozszerzają prowadzone dla polskiego rynku akcji rozważania w zakresie wpływu decyzji dywidendowych na stopy zwrotu akcji poprzez uwzględnienie w analizie długiego okresu.

Słowa kluczowe: dywidenda, spółki publiczne, rynek akcji, długoterminowe stopy zwrotu.

JEL Class: G100, G140, G350.

Zakończenie recenzji/ End of review: 12.02.2024

Przyjęto/Accepted: 21.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

POWIĄZANIA PRZYCZYNOWO-SKUTKOWE ZMIAN PŁAC I WZROSTU GOSPODARCZEGO

Grzegorz Przekota*



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.04>

CAUSE-EFFECT RELATIONSHIPS BETWEEN CHANGES IN COMPENSATION AND ECONOMIC GROWTH

ABSTRACT

The purpose of the article. Compensation for work and economic growth are two economic variables that economists pay particular attention to. Many theories have been developed to link these quantities in cause-and-effect relationships. These theories often differ in determining which of these quantities is the cause and which is the effect. The research carried out in this article examines this relationship. The aim of the paper was to **determine the direction and strength of causality in the relationship between wages and economic growth**. To test the hypothesis that **the relationship between changes in the level of wages and the rate of economic growth is significant and that the direction of this relationship is determined by time lags**.

Methodology. The research is based on annual data on the share of compensation in GDP and GDP dynamics for OECD countries for the years 2003–2021. Correlation analysis and multilevel modelling are used. Annual averages for the whole group of countries were analysed, as well as correlations between each country's time series individually and together in a multilevel analysis model. In order to eliminate spurious correlations, the analysis was performed on size increments.

Results of the research. It was found that current wage increases have a depressing effect on current economic growth, while current economic growth has a stimulating effect on future wage increases. Such findings could provide the basis for government programmes aimed at stimulating the economy rather than regulating wages.

Keywords: work compensation, economic growth, GDP, causality, multilevel modelling.

JEL Class: F63, E17.

* Dr hab., Politechnika Koszalińska, e-mail: grzegorz.przekota@tu.koszalin.pl, <https://orcid.org/0000-0002-9173-2658>

WPROWADZENIE

Zmiany gospodarcze są procesem ciągłym. Zmieniają się przedsiębiorstwa, powstają nowe zawody, dobra i usługi, produkty finansowe, i nawet jeżeli przejściowo gospodarki znajdują się w kryzysach, to nie przekreśla to długoterminowego wzrostu, rosnącej aktywności ekonomicznej przedsiębiorstw oraz zmieniających się stosunków na rynku pracy (Atkinson, Court i Ward, 2002). Ten ciągły wzrost gospodarczy pociąga za sobą średni wzrost płac realnych i poprawę warunków życia całych społeczeństw. Wprawdzie państwa dzielą na wysoko i słabo rozwinięte, ale spoglądając w przeszłość, z pewnością ogólnoswiatowe zmiany są korzystne dla społeczeństw, także tych biednych.

Badania nad wzrostem gospodarczym należą do podstawowych badań ekonomicznych. Dość łatwo jest wymienić czynniki wzrostu gospodarczego, gdyż wynikają one bezpośrednio z modeli teoretycznych, które podlegały pozytywnej weryfikacji empirycznej. Do najbardziej znanych i opisywanych modeli wzrostu gospodarczego należą modele Harroda, Domara, Harroda-Domara, Solowa, Man-kiwa-Romera-Weila, Nonnemana-Vanhoudta (Tokarski, 2011). Patrząc na gospodarkę z punktu widzenia społeczeństwa, najważniejszą kwestią są dochody ludności, przede wszystkim te uzyskiwane za pracę. Na poziom płac jako zmienną opisującą dobrostan ludności wskazywali klasycy ekonomii Marshall (1890) i Hicks (1932). Na podstawie ich prac sformułowane zostało prawo popytu pochodnego Hicksa-Marshalla. Model Hicka-Marshalla pozwala na wyjaśnienie oddziaływania zmian w poziomach płac na rynek pracy oraz rynek towarowy.

W literaturze ekonomii ścierają się dwa nurty ekonomiczne: neoklasycyzy oraz keynesowski. W krajach wysoko rozwiniętych z reguły przeważa podejście Keynesowskiej Szkoły Ekonomii. W myśl tego podejścia płace mają bezpośredni pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy kraju, a jednym z najważniejszych instrumentów polityki oddziaływania na rynek pracy oraz wzrost gospodarczy jest płaca minimalna. Wskazuje się, że wzrost płacy minimalnej może być impulsem dla wzrostu poziomu przeciętnego wynagrodzenia, a także wzrostu popytu konsumpcyjnego, a poprzez to ogólnego wzrostu gospodarczego (Robinson, 1962; Perroux, 1975). Płaca minimalna jest współcześnie jednym z ważniejszych instrumentów polityki fiskalnej oraz oddziaływania państwa na gospodarkę, a siła tego oddziaływania jest znacząca (Atkinson, 2005). Przeciwnicy tej koncepcji wskazują, że podnoszenie płacy minimalnej jest zabiegiem populistycznym, który obciąża pracodawców. Wprawdzie jest korzystny dla budżetu państwa, zasilanego dodatkowymi obciążeniami związanymi z płacami w postaci podatków, składek na ubezpieczenia społeczne itp., ale może przyczyniać się też do powstawania inflacji oraz sprzyjać rozwojowi szarej strefy. Generalnie przeciwnicy regulacyjnej roli państwa podkreślają wiele wad takiej polityki, szczególnie nieudane próby i błędy, tworzenie coraz to nowych regulacji, mieszanie kwestii ekonomicznych

i politycznych, uleganie socjalnym żądaniom społecznym (Beardley i Farrell, 2005).

Biorąc pod uwagę kontrowersje teoretyczne dotyczące relacji przyczynowo-skutkowej pomiędzy płacami w gospodarce a wzrostem gospodarczym oraz ścierające się nurty ekonomiczne postawiono przed pracą cel jakim uczyniono **określenie kierunku i siły zależności przyczynowo-skutkowej w relacji wynagrodzeń i wzrostu gospodarczego.**

Weryfikacji podlega hipoteza, że **powiązanie zmian w poziomie wynagrodzeń i tempie wzrostu gospodarczego jest istotne, a kierunek tej zależności jest wyznaczany przez opóźnienia czasowe.**

Badania oparto na danych dotyczących Produktu Krajowego Brutto oraz udziału wynagrodzeń w Produkcie Krajowym Brutto w krajach OECD w latach 2003–2021.

1. PRZEGLĄD BADAŃ

Na przełomie XX i XXI wieku w literaturze przedmiotu trwał spór dotyczący wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie i wzrost gospodarczy. Można znaleźć przykłady dające odpowiedź pozytywną, czyli dodatnią korelację wzrostu płacy minimalnej oraz zatrudnienia (Card i Krueger, 1994). Takie badania dotyczyły wpływu wzrostu płacy minimalnej w fast foodach w USA i pokazywały korzystny wpływ na zatrudnienie, ale na granicy istotności statystycznej. W opozycji do tego Neumark i Wascher (2008) przeanalizowali i zsyntetyzowali wyniki ponad 90 badań opublikowanych w latach następnych, dotyczących wpływu zmian płacy minimalnej na zatrudnienie. Badania te dotyczą Stanów Zjednoczonych, niektórych krajów Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD), Ameryki Łacińskiej i Indonezji. Autorzy konkludują, że generalnie wzrost płacy minimalnej zmniejsza zatrudnienie mniej wykwalifikowanych pracowników. W szczególności Neumark i Wascher odkryli elastyczność płacową zatrudnienia w zakresie od $-0,1$ do $-0,3$. Z kolei Dube, Lester i Reich (2010) stwierdzili wyniki podobne do tych uzyskanych przez Carda i Kruegera w odniesieniu do zatrudnienia (tj. słaby wpływ), ale pozytywny wpływ na dochody. Stewart (2004) przeanalizował wpływ wprowadzenia krajowej płacy minimalnej w Wielkiej Brytanii w kwietniu 1999 r. oraz jej późniejszych podwyżek w latach 2000 i 2001. Nie znalazł dowodów na niekorzystny wpływ płacy minimalnej w sprawie zatrudnienia. W innej nowszej analizie dotyczącej Wielkiej Brytanii również nie znaleziono dowodów na negatywny wpływ (Manning, 2012). Badania dotyczące wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie, dochody i wzrost gospodarczy są badaniami prowadzonymi dość powszechnie (Bosch i Manacorda, 2010; Campos Vázquez, 2015; Elwell, 2014; Vázquez, Esquivel i Hernández, 2018). Ich wyniki z reguły są na granicy istotności statystycznej i zależą od konkretnego kraju oraz przeprowadzanych reform,

a także poziomu wynagrodzeń w danym kraju. Nie można wskazać jednoznacznie, ani argumentów za funkcjonowaniem płacy minimalnej, ani argumentów przeciwko płacy minimalnej. W związku z wynikami na granicy istotności statystycznej problem ten często staje się problemem bardziej politycznym niż gospodarczym.

Inną kwestią, poza regulacjami rządowymi, jaką należy wziąć pod uwagę w analizie wynagrodzeń oraz wpływu na zatrudnienie i wzrost gospodarczy, jest siła przetargowa pracowników. Podobieństwo postaw wśród pracowników powoduje, że zdają sobie oni sprawę z większej siły przetargowej w domaganiu się wyższych płac (Hilbert i Suessmair, 2015). Pracownicy chcą, aby ich stawka płac nie różniła się zbyt od tej otrzymywanej przez innych pracowników (Regner, 2015), a w momencie, gdy najbardziej produktywne przedsiębiorstwa podnoszą płace z powodu pozytywnego szoku produktywności, inni robotnicy mogą żądać równych podwyżek płac, bez skoordynowania tego ze względnym wzrostem produktywności (Konings i Marcolin, 2014), co przy relatywnie niskich płacach nie musi być szkodliwe dla gospodarki (Autor i Salomons, 2018).

Badania przeprowadzone dla Kanady dla lat 1981–2017 wskazują na jednokierunkową zależność od liczby przepracowanych godzin do wzrostu gospodarczego, ale już w przedmiocie będącym w zainteresowaniu niniejszej pracy na dwukierunkowy związek przyczynowy pomiędzy wzrostem gospodarczym a wynagrodzeniami (McFarlane i Das, 2019). Natomiast sama relacja przyczynowa od zmian w wynagrodzeniach, a także szerzej od związanego z tym wzrostu popytu do stymulowania wzrostu gospodarczego jest przedmiotem szerokiej dyskusji i formułowania programów publicznych (Lindenboim, Kennedy i Graña, 2011).

Badania dotyczące wpływu płacy na wzrost gospodarczy nie są badaniami łatwymi. Podstawowym problemem jest fakt, że dochody ludności w postaci płac są składową PKB liczonego metodą dochodową (Mankiw i Taylor, 2016). Należy także rozróżnić zmiany nominalne i realne, a tym samym mówiąc o stymulowaniu wzrostu gospodarczego poprzez wzrost płac, rozróżniać wzrost nominalny od wzrostu realnego. Stąd też w badaniach prezentowanych w niniejszej publikacji podstawą analiz są wielkości względne.

Przyjmując jako cel polityki fiskalnej stymulowanie wzrostu gospodarczego, stwierdzanie jednostronnej zależności przyczynowej od wzrostu wynagrodzeń do wzrostu gospodarczego zdecydowanie ułatwia reformowanie gospodarki. Natomiast sytuacja komplikuje się, kiedy ta zależność okazuje się dwustronna, gdyż wówczas należy dodatkowo wziąć pod uwagę opóźnienia czasowe w tych relacjach. Te opóźnienia czasowe są kluczowe z punktu widzenia skuteczności polityki fiskalnej. Badania prowadzone w niniejszej pracy to kolejny głos w tej ważnej dyskusji.

2. METODYKA BADAŃ

Materiał do badań stanowią dane z bazy OECD dotyczące Produktu Krajowego Brutto oraz Wynagrodzeń pracowników za lata 2003–2021.

Pozycja dotycząca Produktu Krajowego Brutto to pozycja *B1_GA: Gross domestic product (output approach)*, natomiast pozycja dotycząca Wynagrodzeń pracowników to pozycja *D1: Compensation of employees* według bazy danych OECD.

Na podstawie danych dotyczących Produktu Krajowego Brutto w cenach stałych obliczono wskaźniki wzrostu gospodarczego:

$$GDP\ growth(t) = \frac{GDP(constant\ prices)_t}{GDP(constant\ prices)_{t-1}}.$$

Na podstawie danych dotyczących Produktu Krajowego Brutto w cenach bieżących oraz Wynagrodzeń pracowników obliczono udział Wynagrodzeń pracowników w Produkcie Krajowym Brutto:

$$Compensation/GDP(t) = \frac{Compensation\ of\ employees_t}{GDP(nominal\ prices)_t}.$$

oraz przyrosty tego wskaźnika:

$$\begin{aligned} & d(Compensation/GDP)(t) \\ &= Compensation/GDP(t) - Compensation/GDP(t-1). \end{aligned}$$

Dzięki takim działaniom oceniane wielkości GDP growth oraz Compensation/GDP są wielkościami względnymi i mogą być porównywane między krajami biorącymi udział w badaniu.

Kolejne etapy badań obejmowały:

1) Dla GDP growth oraz Compensation/GDP wyznaczono wartości średnioroczne, które były podstawą oceny korelacyjnej. Istotność współczynnika korelacji badano testem t.

2) Przeprowadzono badanie korelacyjne dla każdego z krajów, zakładając, że kierunek zależności przyczynowo-skutkowej wynika z odpowiednich przesunięć czasowych:

– $d(Compensation/GDP)(t) \leftrightarrow GDP\ growth(t)$ – zależność ta dotyczy związku pomiędzy jednoczesną zmianą wzrostu gospodarczego oraz wynagrodzeń pracowników;

– $d(Compensation/GDP)(t) \rightarrow GDP\ growth(t+1)$ – zależność ta dotyczy wpływu zmian w wynagrodzeniach pracowników na przyszły wzrost gospodarczy;

– GDP growth (t) $\rightarrow$ d(Compensation/GDP) (t+1) – zależność ta dotyczy wpływu wzrostu gospodarczego na przyszły wzrost wynagrodzeń.

Istotność wyznaczonych współczynników korelacji badano testem t.

3) Ostatnią część badań stanowi modelowanie wielopoziomowe. Analizowane dane stanowią panel, w którym są dwa poziomy: poziom roku oraz poziom kraju, z tego też tytułu jako metodę analizy danych wybrano modelowanie wielopoziomowe. Obserwacje dotyczące relacji pomiędzy zmienną wynikową a predyktorem są powiązane (skorelowane), dlatego korekta musi być uwzględniona ze względu na kraj. Modelowanie wielopoziomowe pierwotnie stosowano do analizy procesu edukacji (Goldstein i Cuttance, 1988; Nutall i in., 1989), ale obecnie znajduje coraz szersze zastosowanie. Istotą modelowania wielopoziomowego jest hierarchiczność danych. Analiza wielopoziomowa umożliwia ocenę zachowania zmiennych wynikowych w kolejnych latach analizy oraz według krajów. Jeżeli założymy, że poziomem 1 jest rok, a poziomem 2 jest kraj, to w sytuacji standardowego modelu regresji należałoby jako zmienne niezależne włączyć wszystkie kraje. Tymczasem w sytuacji wykorzystania analizy wielopoziomowej nie są estymowane wszystkie wyrazy wolne i współczynniki regresji dla każdego kraju, a tylko jeden wyraz wolny i jeden współczynnik regresji oraz ich wariancje oraz wariancja pomiędzy wyrazami wolnymi a współczynnikami regresji. Wykonano trzy modele:

- M1: $GDP\ growth(t) = \beta_0 + \beta_1 d(Compensation/GDP)(t)$
- M2: $GDP\ growth(t+1) = \beta_0 + \beta_1 d(Compensation/GDP)(t)$
- M3: $d(Compensation/GDP)(t+1) = \beta_0 + \beta_1 GDP\ growth(t)$

Wykonując modele analizy wielopoziomowej korzystano z procedury estymacji IGLS.

Modele te są analogiczne do badania korelacyjnego, jednak w odróżnieniu od badania korelacyjnego, które przeprowadzone zostało indywidualnie dla każdego kraju, modele są wykonane łącznie dla całej grupy analizowanych krajów. Takie postępowanie możliwe było dzięki wykorzystaniu modelowania wielopoziomowego.

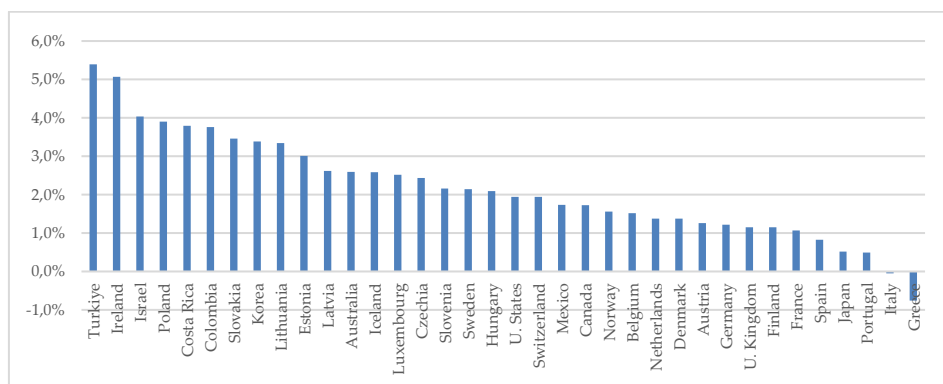
Analizy modelowania wielopoziomowego wykonywano w programie MLwiN 3.05.

3. WYNIKI

Kraje OECD są dość znacznie zróżnicowane ze względu na tempo wzrostu gospodarczego (rys. 1). Do najszybciej rozwijających się krajów w latach 2003–2021 należały Turcja oraz Irlandia, które odnotowały średnioroczny wzrost gospodarczy na poziomie powyżej 5%, odpowiednio 5,40% i 5,06%. Na trzecim

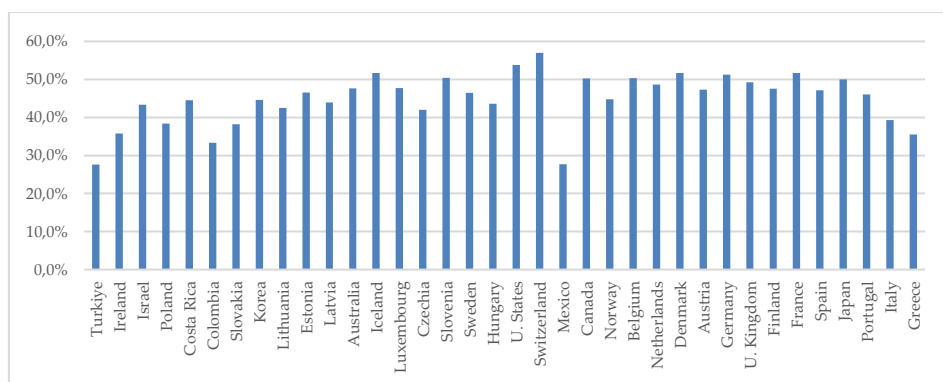
miejszu znalazł się Izrael ze średniorocznym wzrostem na poziomie 4,04%. Dodatkowo szereg krajów odnotowało średnioroczny wzrost gospodarczy powyżej 3% (Polska, Kostaryka, Kolumbia, Słowacja, Korea, Litwa, Estonia). Na ostatnich miejscach uplasowały się Hiszpania, Japonia i Portugalia ze średniorocznym wzrostem gospodarczym poniżej 1% oraz Włochy i Grecja, które odnotowały ujemny średnioroczny wzrost gospodarczy, odpowiednio -0.05% i -0.76% .

Różnice pomiędzy średnim tempem wzrostu PKB sięgające powyżej 5 punktów procentowych dla badanych krajów można uznać za znaczące. Ponadto warto zauważyć, że wśród krajów najszybciej rozwijających się są kraje uznawane za mniej bogate, natomiast wśród krajów najwolniej rozwijających się przeważają kraje uznawane za bogate.



Rysunek 1. Średnioroczny wzrost gospodarczy w krajach OECD w latach 2003–2021

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

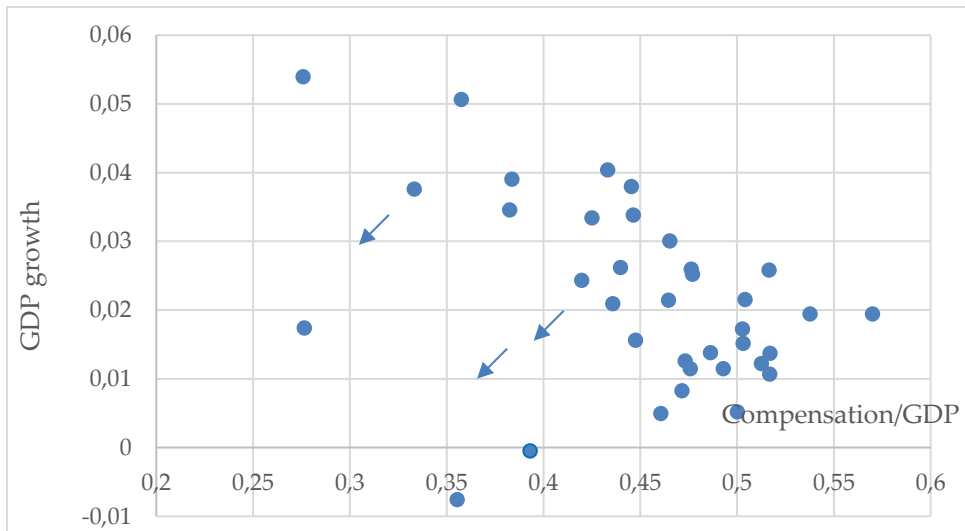


Rysunek 2. Średnioroczna relacja Compensation/GDP w latach 2003–2021

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

Podobnie jak statystyki wzrostu gospodarczego, także statystyki relacji wynagrodzeń do PKB są znacznie zróżnicowane pomiędzy krajami OECD (rys. 2), sięgają one blisko 30 punktów procentowych. W dwóch krajach relacja wynagrodzeń do PKB jest na poziomie poniżej 30% – Turcja (27,6%) oraz Meksyk (27,7%). Na przeciwnym końcu znajduje się Szwajcaria, gdzie udział wynagrodzeń w PKB jest największy – 57,0%. Kolejność krajów na rys. 2 jest taka sama jak na rys. 1.

Obserwując dane na rys. 1 i 2 trudno jest mówić o wyraźnych tendencjach, które jednak po połączeniu danych dotyczących średniorocznego wzrostu gospodarczego oraz relacji Compensation/GDP są jednoznaczne (rys. 3).



Rysunek 3. Związek pomiędzy średniorocznym wzrostem gospodarczym a średnią relacją Compensation/GDP

Źródło: opracowanie własne.

Okazuje się, że związek pomiędzy średniorocznym wzrostem gospodarczym a średnią relacją wynagrodzeń do PKB jest wyraźnie ujemny, co oznacza, że większej relacji Compensation/GDP odpowiadają średnio niższe wartości wzrostu gospodarczego. Dla ocenianych danych uzyskano współczynnik korelacji liniowej Perasona na poziomie $-0,4007$, co jest istotne statystycznie ($p = 0,015$).

Trzy kraje zdają się odbiegać od tej ogólnej zależności, tj. Meksyk (współrzędne $0,277$; $0,0174$), Grecja ($0,355$; $-0,0076$) oraz Włochy ($0,399$; $-0,0005$). Kraje te dodatkowo oznaczono strzałką. Oceniana zależność korelacja po eliminacji tych krajów wynosi $-0,7538$. Takie wyniki są wynikami oczekiwanymi,

gdyż z reguły kraje bogatsze charakteryzują się niższym średniorocznym wzrostem gospodarczym przy jednocześnie wyższych wynagrodzeniach. Zatem sytuacja ta jednak nie może być określana jako zależność przyczynowo-skutkowa, ale jako pewien obraz statystyczny.

Na rys. 4 przedstawiono zależności korelacyjne w poszczególnych krajach dla danych z lat 2003–2021. W związku z występującymi na tych rysunkach przesunięciami czasowymi, można je interpretować w kontekście zależności przyczynowo-skutkowej.

Dla badania tego jako graniczną wartość istotności (przy $p < 0,05$) współczynnika korelacji należy przyjąć $r = 0,46$. Współczynniki o wartości bezwzględnej co najmniej równej 0,46 można uznać za wskazujące na związek statystycznie istotny.

Przedstawiono tutaj trzy potencjalne związki przyczynowo-skutkowe:

1) Powiązanie GDP growth z przyrostem $d(\text{Compensation}/\text{GDP})$ bez przesunięć czasowych. Uzyskana zależność dla zdecydowanej większości krajów okazuje się ujemna. Na 36 krajów tylko dla 3 krajów uzyskano dodatnie wartości współczynnika korelacji, natomiast dla 33 krajów były one ujemne, z czego aż dla 29 krajów jest to zależność o co najmniej przeciętnej sile ($r < -0,3$; ale tutaj nie można mówić jeszcze o istotności statystycznej, gdyż poziom istotności $p < 0,216$), w tym dla 22 krajów uzyskano $r < -0,5$ (co jest wysoce istotne statystycznie, $p < 0,028$). Zatem można wnioskować o generalnie ujemnym wpływie wzrostu wynagrodzeń na bieżący wzrost gospodarczy.

2) Wpływ przyrostu wynagrodzeń $d(\text{Compensation}/\text{GDP})(t)$ na przyszły GDP growth($t+1$). Wyniki są znacznie zróżnicowane, od dość wyraźnie ujemnych do wyraźnie dodatnich. Brak wyraźniej prawidłowości nie pozwala na twierdzenie, jakoby przyrosty wynagrodzeń oddziaływały na przyszły wzrost gospodarczy.

3) Wpływ GDP growth(t) na przyszły przyrost wynagrodzeń $d(\text{Compensation}/\text{GDP})(t+1)$. Tutaj okazuje się, że uzyskane zależności dla zdecydowanej większości krajów są dodatnie. Zatem im większy wzrost gospodarczy, tym szybszego wzrostu wynagrodzeń można oczekiwać w przyszłości, i jest to potwierdzone przez 35 spośród 36 krajów, z czego dla 24 krajów jest to zależność o co najmniej przeciętnej sile ($r > 0,3$). Jednak jest to zależność o słabej istotności statystycznej ($p < 0,216$).



Rysunek 4. Związek pomiędzy wzrostem gospodarczym a relacją Compensation/GDP w krajach OECD w latach 2003–2021

Źródło opracowanie własne.

Ostatnią część badań stanowi modelowanie regresyjne. W tab. 1 przedstawiono parametry trzech ocenianych modeli. Modele te odpowiadają sytuacji na rys. 4:

$$\text{M1: } GDP\ growth(t) = \beta_0 + \beta_1 d(Compensation/GDP)(t)$$

$$\text{M2: } GDP\ growth(t+1) = \beta_0 + \beta_1 d(Compensation/GDP)(t)$$

$$\text{M3: } d(Compensation/GDP)(t+1) = \beta_0 + \beta_1 GDP\ growth(t)$$

Tabela 1. Parametry modeli dotyczących związku GDP growth z relacją Compensation/GDP

Model		Coef.	S.E.	z-ratio	p-value	VIF	Corr (β_1/β_0)	Var (resid)	IGLS
M1	β_0	2,286	0,213	10,754	0,000	1,046	0,346	8,753	3326,2
	β_1	-1,549	0,202	-7,676	0,000				
M2	β_0	2,140	0,234	9,146	0,000	1,125	-0,581	12,093	3310,2
	β_1	-0,068	0,173	-0,395	0,693				
M3	β_0	-0,117	0,051	-2,291	0,022	1,202	-	1,161	1845,6
	β_1	0,109	0,016	6,807	0,000				

Źródło: obliczenia własne.

Z uzyskanych parametrów i statystyki można wnioskować o:

M1 – Powiązanie GDP growth i przyrostu $d(Compensation/GDP)$ jest ujemne i statystycznie istotne ($p < 0,000$). Wzrostowi przyrostu $d(Compensation/GDP)$ o 1 punkt procentowy odpowiada spadek przyrostu GDP growth o 1,549 punktu procentowego. Wniosek ten jest uwiarygodniony poprzez wysokie wartości z-ratio (-7,676), bliską 1 wartość VIF oraz wysokie wartości IGLS.

M2 – Wpływ przyrostu $d(Compensation/GDP)(t)$ na przyszły GDP growth(t+1) jest statystycznie nieistotny ($p = 0,693$). Uzyskano wprawdzie ujemną wartość współczynnika regresji (-0,068), ale przy bardzo niskiej wartości z-ratio (-0,395) oraz bardzo szerokim przedziale ufności (-0,408; 0,271) nie można tej zależności rozpatrywać w kontekście zależności przyczynowo-skutkowej.

M3 – Wpływ GDP growth(t) na przyszły przyrost $d(Compensation/GDP)(t+1)$ jest dodatni i statystycznie istotny ($p < 0,000$). Wzrostowi gospodarczemu GDP growth o 1 punkt procentowy odpowiada wzrost przyszłych wynagrodzeń w postaci wzrostu relacji Compensation/GDP o 0,109 punktu procentowego. Wniosek ten jest uwiarygodniony poprzez wysokie wartości z-ratio (6,807), bliską 1 wartość VIF oraz wysokie wartości IGLS.

PODSUMOWANIE

W gospodarce pożądanym zjawiskiem jest wysoki poziom wynagrodzeń pracowników oraz produktywności. Uważa się więc powszechnie, że w państwach, w których wynagrodzenia pracowników są wysokie oraz produktywność jest na relatywnie wysokim poziomie, gospodarka rozwija się dobrze. Produktywność pracy wpływa na poziom życia, decyduje o realnych wynagrodzeniach, a także zmniejsza dysproporcje między regionami, zwłaszcza w długim okresie (Filippetti i Peyrache, 2013; Krugman, 1994). Produktywność jest uważana także za jedną z kluczowych miar opisujących konkurencyjność państw (Porter, 1990). Warto więc wiedzieć, jakie czynniki decydują o określonym poziomie wynagrodzeń i produktywności. Nic dziwnego, że w ciągu ostatnich dwudziestu lat temat ten jest przedmiotem zainteresowania i badań naukowców (Ahmad i in., 2019).

Produktywność pracy może być interpretowana różnie. W klasycznej formie jest to wzrost produkcji na jednostkę czasu przypadającego na pracownika. Bardziej nowoczesne definicje podkreślają, że wzrost produktywności pracy nie oznacza tylko wzrostu wytwarzania produktu w jednostce czasu, ale także spadek kosztu jednostkowego oraz poprawę jakości. Ostatecznie przyczynia się to do wzrostu konkurencyjności produktu (Gumerov i in., 2020). Natomiast w sposób uproszczony można mówić o realnym wzroście gospodarczym obrażonym przez przyrost Produktu Krajowego Brutto, zresztą realny wzrost gospodarczy w ocenie gospodarki jest kluczowy, gdyż jest warunkiem pozytywnego kształtowania wszystkich innych wskaźników makroekonomicznych.

Wiele badań na temat wzrostu gospodarczego odnosi się do grupy państw. W przedmiotowym badaniu grupę tworzą państwa OECD, ale w literaturze przedmiotu można znaleźć badania dla różnych grup. W szczególności interesujące badania dotyczą krajów UE. W przedmiotowym badaniu kraje Unii Europejskiej z reguły znajdowały się w środku stawki lub też w drugiej połowie pod względem wzrostu gospodarczego. Tymczasem jest on kluczowy dla poprawy jakości życia społeczeństwa. Wiele prac dotyczy możliwości poprawy wzrostu gospodarczego (Mitchell i in., 2006; Turner i Boulhol, 2011; Arnold i Wörgötter, 2011). Mimo, że kraje Unii Europejskiej stawiane są jako wzór integracji, to szacuje się, że dalsze zdynamizowanie tego procesu mogłoby podnieść PKB krajów Unii Europejskiej dodatkowo o około 1% rocznie. Kolejnym problemem, przed którym stoją kraje Unii Europejskiej jest starzenie się społeczeństw. Stwierdzono, że produktywność pracy, a tym samym wzrost gospodarczy maleje wraz ze wzrostem wieku osób aktywnych zawodowo (Calvo-Sotomayor i in., 2019; Cristea i in., 2020).

Relacja pomiędzy wzrostem gospodarczym a wynagrodzeniami pracowników, która była w szczególnym zainteresowaniu niniejszej pracy, jest podstawą analizy makroekonomicznej (Atkinson, 2009). Według teorii ekonomii dynamika

wynagrodzeń powinna odzwierciedlać zmiany we wzroście gospodarczym i produktywności pracy, a więc obydwie te wielkości powinny rosnąć razem (Bivens i Mishel, 2015). Dodatkowo stwierdzono, że występuje pozytywny, istotnie statystycznie związek pomiędzy wynagrodzeniami a produktywnością, ale nie każdy wzrost produktywności napędza wzrost wynagrodzeń, a więc w rzeczywistości istnieje znacząca różnica pomiędzy produktywnością pracy a wynagrodzeniami za pracę (Pasimeni, 2018).

Badania przeprowadzone w pracy wpisują się w nurt badań nad powiązaniem wynagrodzeń oraz wzrostu gospodarczego. Jednak w odróżnieniu od innych prac nie badano tutaj nominalnych i realnych wynagrodzeń, a udział wynagrodzeń w Produkcie Krajowym Brutto. Dzięki temu stało się możliwe określenie powiązań przyczynowo-skutkowych oraz przesunięć czasowych pomiędzy zmianami relatywnymi wynagrodzeń a wzrostem gospodarczym. Realizując cel badań ustalono przede wszystkim, że bieżący wzrost udziału wynagrodzeń w PKB działa hamująco na bieżący wzrost gospodarczy, natomiast bieżący wzrost gospodarczy działa stymulująco na przyszłą relację wynagrodzeń do PKB. Badaną relację hamującego wpływu wzrostu wynagrodzeń na bieżący wzrost gospodarczy można uznać za statystycznie istotną, podobnie jako istotną statystycznie można uznać relację pozytywnego wpływu bieżącego wzrostu gospodarczego na przyszły wzrost gospodarczy. Stwierdzenie to pozwala na pozytywne ustosunkowanie się do postawionej hipotezy, że powiązanie zmian w poziomie wynagrodzeń i tempie wzrostu gospodarczego jest istotne, a kierunek tej zależności jest wyznaczany przez opóźnienia czasowe.

Z powyższego wynikają bardzo ważne implikacje dla polityki fiskalnej państwa. Mianowicie rozstrzyga to problem, czy za pomocą regulacji płac można stymulować wzrost gospodarczy, czy też płace powinny być pochodną wzrostu gospodarczego. Z przeprowadzonych badań jednoznacznie wynika, że oddziaływanie na wzrost gospodarczy jest tutaj kluczowe, a instrumentalne podnoszenie płac może działać na gospodarkę hamująco.

DEKLARACJA AUTORÓW

Autorzy zgłaszają brak konfliktu interesów.

BIBLIOGRAFIA

- Ahmad, N., Naveed, A. i Naz, A. (2019). A hierarchical analysis of structural change and labour productivity convergence across regions, countries and industries within the EU. *Labour and Industry*, 29:2, ss. 181–198, <https://doi.org/10.1080/10301763.2019.1593090>
- Arnold, J.M. i Wörgötter, A. (2011). Structural reforms and the benefits of the enlarged EU internal market: still much to be gained. *Applied Economics Letters*, 18(13), ss. 1231–1235, <https://doi.org/10.1080/13504851.2010.532096>

- Atkinson, A.B. (2009). Economics as a Moral Science. *Economica*, 76, ss. 791–804, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2009.00788.x>
- Atkinson, R.D. (2005). *The Past and Future of America's Economy. Long Waves of Innovation that Power Cycles of Growth*. Washington: Edward Elgar.
- Atkinson, R.D., Court, R.H. i Ward, J.M. (2002). *The State New Economy Index. Benchmarking Economic Transformation in the States*. Washington: Progressive Policy Institute Technology and New Economy Project.
- Autor, D. i Salomons, A. (2018). Is Automation Labor-Displacing? Productivity Growth, Employment, and the Labor Share. *NBER Working Paper*, 24871, National Bureau of Economic Research, <https://doi.org/10.3386/w24871>
- Beardley, S.C. i Farrell, D. (2005). Regulation That's Good for Competition. *The McKinsey Quarterly*, 5, ss. 49–59.
- Bivens, J. i Mishel, L. (2015). *Understanding the Historic Divergence between Productivity and a Typical Worker's Pay: Why It Matters and Why It's Real*. Economic Policy Institute.
- Bosch, M. i Manacorda, M. (2010). Minimum wages and earnings inequality in urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4), Nashville, Tennessee, American Economic Association, <https://doi.org/10.1257/app.2.4.128>
- Calvo-Sotomayor, I., Laka, J.P. i Aguado, R. (2019). Workforce ageing and labour productivity in Europe. *Sustainability*, 11, 5851, <https://doi.org/10.3390/su11205851>
- Campos Vázquez, R.M. (2015). El minimum wage y el empleo: evidencia internacional y posibles impactos para el caso mexicano. *Economía UNAM*, 12(36), National Autonomous University of Mexico, <https://doi.org/10.1016/j.eunam.2015.10.006>
- Card, D. i Krueger, A. (1994). Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), Nashville, Tennessee, American Economic Association, <https://doi.org/10.3386/w4509>
- Cristea, M., Noja, G.G., Danacica, D.E. i Stefea, P. (2020). Population ageing, labour productivity and economic welfare in the European Union. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 33:1, ss. 1354–1376, <https://doi.org/10.1080/1331677X.2020.1748507>
- Dube, A., Lester, W. i Reich, M. (2010). Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties. *The Review of Economics and Statistics*, 92(4), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, https://doi.org/10.1162/REST_a_00039
- Elwell, C. (2014). *Inflation and the real minimum wage: a fact sheet*. Congressional Research Service, 8 January [online] <https://fas.org/sgp/crs/misc/R42973.pdf>
- Filippetti, A. i Peyrache, A. (2013). Is the Convergence Party Over? Labour Productivity and the Technology Gap in Europe. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 51, ss. 1006–1022, <https://doi.org/10.1111/jcms.12066>
- Goldstein, H. i Cuttance, P.F. (1988). A note on national assessment and school comparisons. *Journal of Educational Policy*, 3(2), ss. 197–202, <https://doi.org/10.1080/0268093880030208>
- Gumerov, A., Ismagilov, R., Akhmedzyanova, F. i Akhmetov, M. (2020). Increasing labour productivity at industrial enterprises. *The European Proceedings of Social and Behavioural Sciences*, ss. 304–316, <https://doi.org/10.15405/epsbs.2020.10.03.35>
- Hicks, J.R. (1932, 2nd ed. 1963). *The Theory of Wages*. London: Macmillan, <https://doi.org/10.1007/978-1-349-00189-7>
- Hilbert, L.P. i Suessmair, A. (2015). The Effects of Social Interaction and Social Norm Compliance in Pay-What-You-Want Situations. *American Journal of Industrial and Business Management*, 5(8), ss. 548–556, <https://doi.org/10.4236/ajibm.2015.58054>
- Konings, J. i Marcolin, L. (2014). Do Wages Reflect Labor Productivity? The Case of Belgian Regions. *IZA Journal of European Labor Studies*, 3(11), ss. 1–21, <https://doi.org/10.1186/2193-9012-3-11>
- Krugman, P. (1994). *The Age of Diminishing Expectations*. MIT Press.

- Lindenboim, J., Kennedy, D. i Graña, J. (2011). *Share of labour compensation and aggregate demand, discussions towards a growth strategy*. UNCTAD Discussion Papers No 203, United Nations Conference on Trade and Development.
- Mankiw, N.G. i Taylor, M.P. (2016). *Makroekonomia*. Warszawa: PWE.
- Manning, A. (2012). *Minimum wage: maximum impact*. The Resolution Foundation [online] http://www.resolutionfoundation.org/app/uploads/2014/08/Final-Minimum-wage-paper_vFinal.pdf
- McFarlane, A. i Das, A. (2019). Time series analysis of GDP, employment, and compensation in Canada controlling for nonlinear dynamics. *Economics Bulletin*, 39, ss. 662–675.
- Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*. Vol. 1 (First ed.). London: Macmillan.
- Mitchell, W., Muysken, J. i Van Veen, T. (2006). *Growth and Cohesion in the European Union: The Impact of Macroeconomic Policy*. Cheltenham: Edward Elgar. <https://doi.org/10.4337/9781781956366>
- Neumark, D. i Wascher, W.L. (2008). *Minimum Wages*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, <https://doi.org/10.7551/mitpress/9780262141024.001.0001>
- Nuttall, L., Goldstein, H., Prosser, R. i Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 13(7), ss. 769–776, [https://doi.org/10.1016/0883-0355\(89\)90027-X](https://doi.org/10.1016/0883-0355(89)90027-X)
- Pasimeni, P. (2018). The Relation between Productivity and Compensation in Europe. *European Economic Discussion Paper*, 079.
- Perroux, F. (1975). Politique du developpement et lacunes du calcul economique. *Mondes en developpement*, 10, ss. 191–202.
- Porter, M.E. (1990). *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press, <https://doi.org/10.1002/cir.3880010112>
- Regner, T. (2015). Why Consumers Pay Voluntarily: Evidence from Online Music. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 57, ss. 205–214, <https://doi.org/10.1016/j.socec.2014.10.006>
- Robinson, J.V. (1962). *Essays in the Theory of Economic Growth*. Front Cover, Macmillan, <https://doi.org/10.1007/978-1-349-00626-7>
- Tokarski, T. (2011). *Ekonomia matematyczna. Modele makroekonomiczne*. Warszawa: PWE.
- Turner, L. i Boulhol, H. (2011). Recent trends and structural breaks in the US and EU15 labor productivity growth. *International Review of Applied Economics*, 43, ss. 4769–4784, <https://doi.org/10.1080/00036846.2010.498356>
- Stewart, M. (2004). The employment effects of the national minimum wage. *Economic Journal*, 114(494), Wiley, <https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2003.00200.x>
- Vázquez, R.M., Esquivel, G. i Hernández, A.S.S. (2018). The Impact of the Minimum Wage on Income and Employment in Mexico. *CEPAL Review*, 122, ss. 189–216, <https://doi.org/10.18356/d81adc80-en>

POWIĄZANIA PRZYZYNOWO-SKUTKOWE ZMIAN PŁAC I WZROSTU GOSPODARCZEGO

Cel artykułu. Wynagrodzenia za pracę oraz wzrost gospodarczy to dwie wielkości ekonomiczne będące pod szczególną uwagą ekonomistów. Powstało wiele teorii wiążących ze sobą te wielkości w zależności przyczynowo-skutkowej. Teorie te często różnią się określeniem, która z tych wielkości jest przyczyną, a która skutkiem. Badania przeprowadzone w niniejszej pracy dotyczą tego kontekstu. Jako cel artykułu przyjęto **określenie kierunku i siły zależności przyczynowo-skutkowej w relacji wynagrodzeń i wzrostu gospodarczego**. Weryfikacji podlega hipoteza, że **powiązanie**

zmian w poziomie wynagrodzeń i tempie wzrostu gospodarczego jest istotne, a kierunek tej zależności jest wyznaczany przez opóźnienia czasowe.

Metoda badawcza. Badania oparto na danych rocznych dotyczących wskaźnika udziału wynagrodzeń w PKB oraz dynamiki PKB dla krajów OECD za lata 2003–2021. W opisie zastosowano analizę korelacji oraz modelowanie wielopoziomowe. Analizowano wartości średnioroczne dotyczące całej grupy krajów, powiązania korelacyjne szeregów czasowych każdego kraju indywidualnie oraz łącznie w modelu analizy wielopoziomowej. W celu wyeliminowania korelacji pozornych, analizę przeprowadzono na przyrostach wielkości.

Wyniki badań. Ustalono, że bieżące wzrosty wynagrodzeń działają hamująco na bieżący wzrost gospodarczy, natomiast bieżący wzrost gospodarczy działa stymulująco na przyszłe wzrosty wynagrodzeń. Takie wyniki mogą być podstawą tworzenia programów rządowych, nastawianych na stymulowanie gospodarki, zamiast regulacji płac.

Słowa kluczowe: płace, wzrost gospodarczy, PKB, przyczynowość, modelowanie wielopoziomowe.

JEL Class: F63, E17.

Zakończenie recenzji/ End of review: 27.02.2024

Przyjęto/Accepted: 21.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

INDIRECT TAXATION: ASSESSING THE IMPACT OF THE SUGAR TAX IN POLAND

Rafał Rosiński*, Julia Mundziel**



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.05>

INDIRECT TAXATION: ASSESSING THE IMPACT OF THE SUGAR TAX IN POLAND

ABSTRACT

The purpose of the article. In 2019, Poland introduced a sugar tax that encompassed food products, including beverages. Since the sugar tax is a form of indirect taxation, consumers bear its burden in the price of the purchased product. In response, businesses often adjust prices or reduce product quantities to offset their costs. This article aims to characterize the fiscal and non-fiscal significance of the sugar tax and to illustrate its impact on the financial situation of a selected soft drink industry enterprise.

Methodology. The applied research methods include a literature review analysis, analysis of legal acts and financial data analysis.

Results of the research. The impact of the sugar tax on a company can be diverse and dependent on various factors. Its fiscal and non-fiscal nature means that, on the one hand, the goal is to reduce the consumption of "harmful products" to improve public health by reducing sugar intake and addressing health problems related to excessive consumption of sugary beverages. On the other hand, it aims to generate additional revenue for the state budget. It also has implications for the financial situation of the company. The results of the analysis indicate that the sugar tax, due to its pass-through nature, remains neutral for businesses, without adversely affecting revenue, profitability or financial liquidity.

Keywords: sugar tax, fiscal and non-fiscal function, indirect tax.

JEL Class: K2, H30.

* PhD, Wydział Nauk Ekonomicznych, Politechnika Koszalińska, e-mail: rafal.rosinski@tu.koszalin.pl, <https://orcid.org/0000-0002-9001-9922>

** Msc Ing., Wydział Nauk Ekonomicznych, Politechnika Koszalińska, e-mail: julia.mundziel@tu.koszalin.pl, <https://orcid.org/0009-0000-1680-1345>

INTRODUCTION

Sugar taxes were introduced as a fiscal measure aimed at generating revenue for the state budget, thereby serving a fiscal function in taxation. Sugar taxes are also attributed with a non-fiscal function. The products subject to this tax have adverse effects on citizens' health, and therefore, the state's objective is to reduce their consumption through price intervention using indirect taxation. In Poland, as in other countries, the consumption of sugar has been on the rise, as indicated by reports and statistical data published by the World Health Organization, the National Health Fund, and the Central Statistical Office. In 2021, Poland introduced a sugar tax that encompassed food products, including beverages. Since this tax exhibits characteristics of an indirect tax, consumers feel the burden in the product price. To offset their costs, businesses decide to either raise prices or reduce the quantity of the product. The sugar tax can also lead to a decrease in production, resulting in economic losses. Therefore, it is crucial to discuss this issue and illustrate the impact of the sugar tax on the financial situation of food industry enterprises. The aim of this article is to characterize the fiscal and non-fiscal significance of the sugar tax and to demonstrate its impact on the financial situation of a selected soft drink industry enterprise. Financial data of the chosen company before and after the introduction of the sugar tax will be subjected to analysis, with particular attention to cost levels, revenues, profitability and financial liquidity.

1. THE ESSENCE, PURPOSE AND CHARACTERISTICS OF THE SUGAR TAX

Taxes on sugar were documented as early as the 1920s and 1930s in countries like Norway and Denmark, implemented as a fiscal measure to generate revenue (Fernandez and Raine, 2019: 333–339). Currently, an increasing number of countries worldwide are introducing food-related taxes on products that have adverse effects on health. Economists believe that the aim of implementing such taxes is to improve the health of citizens and increase government revenue. In Poland, as in other countries, the consumption of sugar is on the rise. This is evidenced by reports and statistical data published by the World Health Organization, the National Health Fund, and the Central Statistical Office. Therefore, the Polish government has followed the lead of other nations and decided to introduce a tax on food items to reduce its consumption.

The sugar tax has been in effect in Poland since January 1, 2021. The legal basis for the sugar tax is the Act of February 14, 2020, amending certain laws in connection with the promotion of health-conscious consumer choices. This legislation introduced the sugar tax into the Polish tax system, with provisions

regarding the tax outlined in the Public Health Act of September 11, 2015. This tax is an indirect tax, meaning that it is paid by individuals purchasing products subject to this tax through an increase in prices that includes the tax. The taxable items include beverages containing sweetening substances such as sugars and sweeteners, as well as taurine or caffeine in the final product. The purpose of this levy is to discourage consumers from buying harmful products while simultaneously encouraging businesses to reduce the content of sugar, taurine, and caffeine in their products. These actions have been taken because the consumption of sweetened beverages is a primary factor contributing to obesity, diabetes, and dental decay (www.1). This levy also aims to discourage consumers from producing and purchasing harmful products. At the same time, it is intended to encourage companies to reduce the content of sugar, taurine and caffeine in their products. These actions were taken because the consumption of sugary drinks is a major factor contributing to obesity, diabetes and tooth decay (www.1).

Ninety-six point five percent (96.5%) of the sugar tax serves as a source of revenue for the National Health Fund, with the legislated goal of financing education and prevention efforts related to nutrition, as well as the treatment of lifestyle diseases associated with improper dietary habits, such as overweight, diabetes, and obesity. The remaining three and a half percent (3.5%) constitutes income for the state budget (Act of September 11, 2015, article 12c).

In accordance with the provisions of the food and beverage tax law, the tax does not apply to the following products:

- medical devices;
- specialized medical foods;
- beverages in which the content of vegetable, fruit, or fruit-vegetable juice exceeds 20%, and sugar content is equal to or less than 5 g per 100 ml of the beverage;
- infant formula for initial and continued nutrition;
- dietary supplements;
- carbohydrate-electrolyte solutions where the carbohydrate content is below 5 g per 100 ml of the liquid;
- beverages primarily composed of milk, buttermilk, yogurt, sour milk, kefir, etc. (Act of September 11, 2015, article 12b).

This tax applies to individuals, legal entities, as well as unincorporated entities, including:

- entities that sell beverages to retail outlets or engage in retail sales of beverages. This includes manufacturers, entities that acquire beverages through intra-community supplies of goods, or importers of beverages;
- entities placing orders when the composition of the beverage subject to the tax is part of a contract entered into by the manufacturer, specifically pertaining

to the production of that beverage for the ordering entity (Act of September 11, 2015, article 12d).

This tax consists of two components. The first is a fixed fee of PLN 0.5 when the product contains less than or exactly five grams of sugar per 100 ml of beverage or when it contains at least one sweetening substance. The second component is a variable fee, which amounts to PLN 0.05 per liter for each additional one gram of sugar above five grams per 100 ml of beverage. In the case where the beverage contains taurine or caffeine, the fee is PLN 0.1 per liter. The maximum fee is PLN 1.2 per liter of beverage (Act of September 11, 2015, article 12f).

Table 1. Basic Tax Rate on Sweetened Beverages in Selected Countries

Country	Basic Rate per Liter	Year of Introduction
Finland	€ 0.22	1940
Norway	€ 0.23	1981
Latvia	€ 0.07	2004
Hungary	€ 0.24	2011
France	€ 0.08	2012
Belgium	€ 0.07	2016
Spain	€ 0.12	2017
Portugal	€ 0.16	2017
United Kingdom	€ 0.18 or € 0.24	2018
Ireland	€ 0.30	2018
Estonia	€ 0.1 or € 0.3	2018
Poland	€ 0.11	2021

Source: own study based on: [www.6](#); [www.4](#); Faraudello and Costelli (2022).

Table 1 presents the variations in tax rates and the years of introduction of the food and beverage tax in European countries. Notably, this tax was introduced over decades ago in some nations. It is observed that the highest tax rate is in Ireland and Estonia, while the lowest rate is in Belgium. In the United Kingdom and Estonia, there are two primary tax rates for food and beverages. In the United Kingdom, if a beverage contains between five and eight grams of sugar per 100 milliliters, the tax rate is € 0.18. If it contains over eight grams per 100 milliliters, the rate increases to € 0.24 ([www.2](#)). In Estonia, beverages with sugar content ranging from five to eight grams per 100 milliliters or those sweetened with

sweeteners are subject to a tax rate of € 0.1. For beverages with over eight grams of sugar per 100 milliliters, the tax rate rises to € 0.3 (www.3).

It appears that in many countries, the tax is calculated in various ways. However, regardless of the specific tax structure chosen by legislators, it is the consumers who bear the primary burden of this tax, and this is indeed the desired outcome. This taxation is intended to encourage dietary changes among citizens, which is a favorable objective (Adamiec, 2020: 1–4).

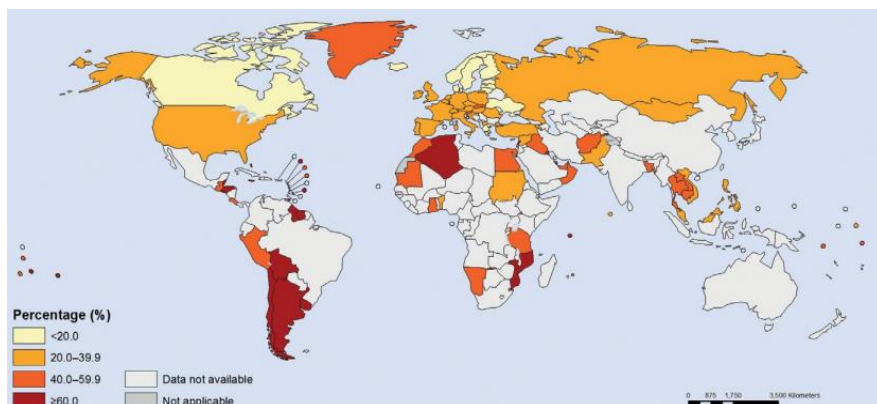


Figure 1. Percentage of teenagers consuming non-alcoholic beverages daily worldwide

Source: based on www.1.

Figure 1 depicts the percentage of teenagers consuming non-alcoholic beverages daily worldwide. Unfortunately, it does not provide a comprehensive view of beverage consumption in all countries. However, it is noteworthy that the highest consumption rates are not observed in developed countries. The highest prevalence of teenagers consuming sugary beverages is found in countries such as Chile, Argentina, Guyana, Algeria, and Mozambique. In European countries and the USA, the prevalence is comparatively lower. This might suggest that individuals from developed countries are more educated and aware of the consequences of excessive sugar consumption. The food and beverage tax in place in some developed countries could also be a contributing factor. The focus here is on beverage consumption among teenagers because childhood and adolescent obesity is associated with significant long-term health consequences, and its prevalence has been rising sharply. Non-alcoholic beverage consumption has also risen dramatically, to the extent that non-alcoholic beverages are currently the largest single contributor to energy intake (Frisvold, Fletcher and Tefft, 2010: 967–974).

The increasing number of people suffering from diabetes is leading to rising treatment costs for this condition. The prevalence of obesity or overweight

negatively impacts the state budget as it results in increased expenses related to the necessary actions for treating obesity-related diseases. The discussed tax can discourage consumers from purchasing additional sugary beverages in favor of water, reducing the risk of sugar-related diseases. It also contributes to financing the costs associated with treating the consequences of obesity (Budna, 2019: 13–32).

Strong support for fiscal policies is based on the premise that changing the price of a product can alter its consumption. Moreover, raising the price of sugar-sweetened beverages can reduce the price gap with healthier alternatives like milk, encouraging people to opt for healthier choices more frequently (Fernandez and Raine, 2019: 333–339).

According to the World Health Organization (WHO), the introduction of a tax on sugary beverages offers several benefits, including:

- effective sugar consumption reduction: taxing sugary beverages is an effective intervention to reduce sugar consumption;
- impactful health benefits: evidence suggests that a tax on sugary beverages, raising prices by 20%, can lead to a reduction in consumption by around 20%, thus preventing obesity and diabetes;
- healthcare cost savings: it is estimated that over ten years, a tax of 1 cent per ounce on sugary beverages in the United States could result in over \$17 billion in healthcare cost savings. Revenue generated from taxes can be used to promote public health;
- revenue generation: such taxes can generate revenue for governments;
- allocation of funds: revenues generated by these taxes can be directed towards efforts to improve healthcare systems, encourage healthier eating, increase physical activity, or enhance tax administration capabilities, thereby increasing the value of this policy;
- benefits for low-income and young consumers: low-income individuals and young people can reap the most significant health benefits from these taxes (www.1).

These benefits underscore the potential positive impact of taxing sugary beverages on public health and fiscal policies.

This tax, like any burden imposed on businesses, has sparked discontent and opposition. Entities involved in beverage production had to adapt to the newly established regulations (www.5). This tax was met with negative perceptions not only among entrepreneurs but also from other concerned parties (Dahms, 2021: 3–8). As a counterargument, it was pointed out that data from other countries (such as Finland, the United Kingdom, France, and Hungary) where similar taxes were introduced showed no decrease in demand for high-sugar beverages containing caffeine and taurine. This suggests that the tax only resulted in increased government revenue (Majchrzycka-Guzowska, 2021: 16).

2. THE SIGNIFICANCE OF SUGAR TAX FOR THE FINANCIAL SITUATION OF BUSINESSES

Entrepreneurs strive to ensure the financial well-being of their businesses. Maintaining financial liquidity is also crucial for businesses as it is one of the primary short-term goals. Taxes, on the other hand, are compulsory payments, so it is essential to analyze whether tax laws regarding their amount and payment deadlines negatively affect the ability to meet other obligations, including the short-term ones. Entrepreneurs do not always have the opportunity to receive payment for goods before tax deadlines (Kluzek, 2014: 267–275). Thus, taxes can be a limiting factor for entities in meeting short-term obligations. Current actions by government authorities related to tax introductions are inconsistent with the principle of neutrality. An example of such a tax that undoubtedly affects businesses is the Value Added Tax (VAT). It is noticeable that this tax is transferable, meaning that consumers, not businesses, bear the burden of this tax (Felis, 2006: 33–42). The same applies to the food and beverage tax. However, this tax does not specify a fixed rate for a particular beverage; it determines it per liter of beverages containing more than a set sugar threshold. If a company still wants to sell its product at a particular price point, it can lower the beverage's price before taxation (and earn less on each sale), sell smaller portions of the product, or adjust the recipe to contain just enough sugar to avoid paying the tax. In other words, the primary responsibility of businesses is to meet customer preferences while respecting the law (Véliz et al., 2019: 22–31). Hypothetically, this tax was intended to have a neutral impact on the operation of a business. Unfortunately, there are circumstances when starting to settle this tax can reduce financial liquidity (Obrzeźgiewicz, 2016: 253–264). This occurs because the sugar tax can lead to a reduction in production by industrial enterprises, eventually resulting in economic losses because demand and production have a cause-and-effect relationship. The sugar tax is an indirect tax, which means that although the consumer ultimately bears this additional expense, the tax must first be paid by the production facility, and consequently, production costs within the company will increase. This leads to a reduction in the supply of the product sold and undoubtedly leads to losses for businesses connected to the industry. This implies that the sugar tax should not be excessively high to minimize its negative impact on businesses (Zeng, 2019: 39–41). The sugar tax affects all stages of food product delivery.

Every business involved in production or distribution strives to meet the requirements set by government authorities. Producers of such beverages face significant pressure, and their task is to find the optimal balance between product price and the production costs involved. This can be a challenging endeavor, and they must take into account factors such as consumer buying trends, market tendencies, and the size of expenditures incurred by consumers. By understanding economic mechanisms, producers can make decisions that help maintain or

enhance the desired financial liquidity within the company. They can also avoid undesired consequences by implementing strategies that enable them to achieve planned and satisfactory results through the initial link in the distribution chain. These actions have been introduced as a response to the imposition of the food and beverage tax (Małecka-Ziemińska, 2022: 87–88).

From a fiscal perspective, for example, in Portugal, the food and beverage tax is financially beneficial for public finances, even after accounting for the lost corporate income tax (Goncalves et al., 2022: 2–14).

3. THE IMPACT OF THE SUGAR TAX ON THE FINANCIAL SITUATION OF A SELECTED BUSINESS

The subject of this research is a Polish company specializing in the production and bottling of non-carbonated, carbonated, isotonic, energy, and alcoholic beverages. Initially, this company was one of the few facilities in Europe that produced energy drinks under clients' private labels. The company was founded in 2001. At the beginning, this company was one of the few plants in Europe that produced energy drinks under customers' own brands. The company's customers included Polish plants as initially, the company's clients were Polish firms, and after Poland's accession to the European Union, its operations expanded to international markets. The research will examine the financial situation of the company before and after the introduction of the sugar tax in Poland.

Chart 1 presents the components of sugar tax for a sample beverage containing sugar and caffeine/taurine produced by the examined company.



Chart 1. Components of the food and beverage tax for a selected beverage containing sugar and caffeine/taurine in the examined company

Source: own study based on financial reports from the examined company.

In the sample beverage containing sugar and caffeine/taurine produced by the company, the fixed component of the sugar tax amounts to 55.56%. It constitutes the largest portion of the sugar tax, being 1.67 times more than the variable tax and five times more than the caffeine or taurine supplement. The variable tax comes in second place, accounting for 33.33% of the tax. The smallest portion of the sugar tax is the caffeine or taurine supplement, which amounts to 11.11%.

The sugar tax is recorded in the general ledger account of "Taxes and fees". Analyzing the cost side of the examined company's situation, the food and beverage tax in 2021 accounted for 9.19% of the costs related to the total costs in the "Taxes and fees" category. Chart 2 illustrates the rate of change in costs within the "Taxes and fees" category, both with and without the inclusion of the food and beverage tax for the years 2020–2021.

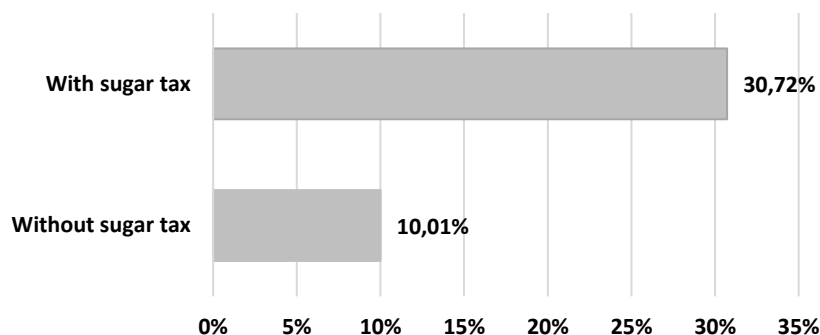


Chart 2. Rate of change in costs in the "Taxes and fees" category with and without the food and beverage tax in the examined company for the years 2020–2021

Source: own study based on financial reports from the examined company.

From the presented data, it can be observed that the sugar tax significantly impacted the dynamics of costs in 2021. The rate of change in costs within the "Taxes and fees" category increased from 10.01% to 30.72% in 2021, which is more than a threefold increase.

Chart 3 illustrates the share of domestic sales, intra-community sales, and exports in the examined company for the years 2020–2021.

The company saw its highest product sales outside the European Union during the examined period. In 2020, exports accounted for 73.66%, while in 2021, it was 67.22%. Although domestic sales had the smallest share of total sales, it increased in the examined years from 12.93% to 15.23% of the overall structure. This data is significant concerning the introduction of the sugar tax because only domestic sales are subject to taxation. Therefore, it can be observed that the introduction of the sugar tax did not lead to a decrease in the share of domestic sales.

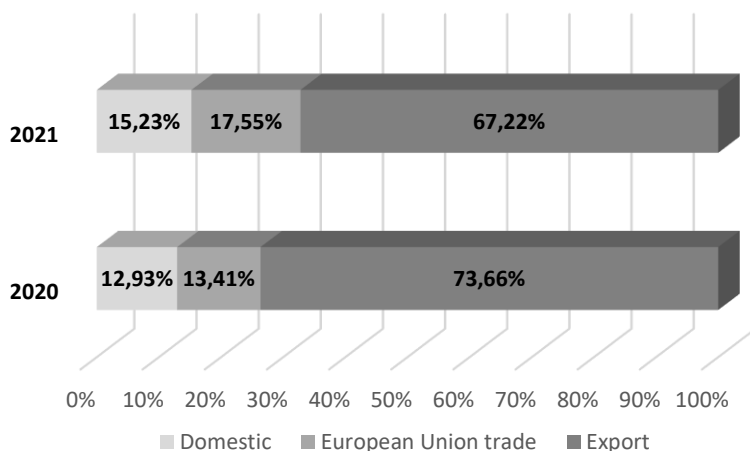


Chart 3. Structure of domestic, intra-community, and export sales in the examined company for the years 2020–2021

Source: own study based on financial reports from the examined company.

Table 2 shows the pace of changes in revenue and cost positions in the income statement.

Analyzing the revenue and cost data for the examined years, we can observe a faster growth in total revenues, i.e., by 33.3%, compared to costs, i.e., by 25.33%, indicating a positive financial situation for the company. When considering the operating activity, in this case, operating costs increased slightly faster than net sales revenues, by 2.3 percentage points.

Table 2. Rate of changes in revenues and costs in the profit and loss statement of the examined company in 2020/2021

Income Statement Items	2021/2020
Net Sales Revenues and Related	23,01%
Other Operating Revenues	2120,11%
Financial Revenues	–25,64%
Total Revenues	33,30%
Operating Costs	25,35%
Other Operating Costs	–76,29%
Financial Costs	720,56%
Total Costs	25,33%

Source: own study based on financial reports from the examined company.

Table 3 presents the share of the sugar tax in relation to revenue and cost items in the income statement for the year 2021.

Table 3. The share of the sugar tax in the income statement of the selected company in 2021

Income Statement Item	Share of the sugar tax
Net Sales and Equivalent	0,29%
Other Operating Revenues	3,10%
Financial Revenues	47,66%
Total Revenues	0,27%
Operating Costs	0,33%
Other Operating Costs	85,25%
Financial Costs	17,05%
Total Costs	0,32%

Source: own study based on financial reports from the examined company.

The sugar tax had the largest share in "Other Operating Costs", accounting for 85.25% of that category. Its smallest share was in the total revenues, representing 0.27% of the total value. In the line of "Operating Costs" item to which it belongs, it accounted for 0.33%. Considering all cost categories combined, the tax on foodstuffs makes up 0.32% of the total costs.

Table 4 presents selected financial liquidity and profitability ratios for the company in the years 2020–2021.

Table 4. Selected financial liquidity and profitability ratios for the company in the years 2020–2021

Selected Ratios	2020	2021
Current Ratio	4,16	4,04
Quick Ratio	3,14	3,03
Return on Sales (ROS)	0,09	0,15
Return on Assets (ROA)	0,07	0,13
Return on Equity (ROE)	0,09	0,16

Source: own study based on financial reports from the examined company.

The data presented indicates that the company has financial liquidity, and the introduction of the sugar tax has not negatively affected the company's financial liquidity. In terms of profitability, compared to the year before the introduction of

the tax and after its introduction, profitability has significantly improved across all profitability ratios. For example, the return on sales ratio increased from 0.09 to 0.15.

SUMMARY

The impact of the sugar tax on a company can be diverse and dependent on various factors. Its fiscal and non-fiscal nature means that, on the one hand, the goal is to reduce the consumption of "harmful products" to improve public health by reducing sugar intake and addressing health problems related to excessive consumption of sugary beverages. On the other hand, it aims to generate additional revenue for the state budget. It also has implications for the financial situation of the company. In the analyzed company, the sugar tax led to an increase in costs, tripling the cost of taxes compared to the year before the tax was introduced. However, in the overall cost structure, it represents a relatively small share. When evaluating the overall financial situation related to financial liquidity and profitability, the sugar tax did not have a negative impact on the company's operations, and profitability improved. It is also worth noting that the introduction of the sugar tax did not lead to a decrease in the share of domestic sales, and net sales revenue increased. Taking into account the above data, it can be concluded that the sugar tax, due to its indirect taxation nature, is neutral for the examined company.

REFERENCES

- Act of February 14, 2020, amending certain laws in connection with the promotion of health-conscious consumer choices (Ustawa z dnia 14 lutego 2020 r. o zmianie niektórych ustaw w związku z promocją prozdrowotnych wyborów konsumentów, Dz.U. 2020, poz. 1492).
- Act of September 11, 2015, the Public Health (Ustawa z dnia 11 września 2015 r. o zdrowiu publicznym, Dz.U. 2020, poz. 322, 1492).
- Adamiec, D. (2020). Podatek od cukru jako narzędzie zmiany nawyków żywieniowych. *INFOS Zagadnienia społeczno-gospodarcze*, 3(269), pp. 1–4.
- Budna, M. (2019). Fiskalne i pozafiskalne konsekwencje wprowadzenia podatku od cukru w polskim systemie podatkowym. *Debiuty Naukowe Studentów Wyższej Szkoły Bankowej*, 19, pp. 13–32.
- Dahms, A. (2021). Opłata cukrowa – słodko nie będzie. *Przegląd Podatkowy*, 1, pp. 3–8.
- Faraudello, A. and Costelli, F. (2022). The sugar tax implementation. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 18(4), pp.165–180.
- Felis, P. (2006). *Wpływ podatku od towarów i usług na sytuację finansową małych i średnich przedsiębiorstw*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Fernandez, M.A. and Raine, K.D. (2019). Insights on the Influence of Sugar Taxes on Obesity Prevention Efforts. *Current nutrition reports*, 8, pp. 333–339.
- Frisvold, D.E., Fletcher, J.M. and Tefft, N. (2010). The effects of soft drink taxes on child and adolescent consumption and weight outcomes. *Journal of Public Economics*, 94(11–12), pp. 967–974.

- Goncalves, J., Merenda, R. and dos Santos, J.P. (2022). *Not so sweet: The impact of the Portuguese soda tax on producers*. Ruhr Economic Papers, No. 938. Essen: RWI – Leibniz Institute for Economic Research.
- Kluzek, M. (2014). Rozwiązania podatkowe a płynność finansowa przedsiębiorstw. *Studia Ekonomiczne / Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach*, 198, cz. 1, pp. 267–275.
- Majchrzycka-Guzowska, A. (2021). Wybrane problemy polityki fiskalnej w okresie pandemii. In: K. Iglicka-Okólska, M. Dobrzyński, red., *Administracyjno-finansowe konteksty zarządzania – wybrane zagadnienia*. Warszawa: Sekcja Wydawnicza Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, pp. 7–38.
- Małecka-Ziemińska, E. (2022). *Podatki w ujęciu retrospektywnym i perspektywnym*. Poznań: Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.
- Obrzeżgiewicz, D. (2016). Wpływ podatku od towarów i usług na płynność finansową przedsiębiorstwa. *Prace naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 439, pp. 253–264.
- Véliz, C., Maslen, H., Essman, M., Taillie, L.S. and Savulescu, J. (2019). Sugar, taxes and choice. *Raport Centrum Hastings*, 49(6), pp. 22–31.
- Zeng, Z. (2019). The impact of a sugar tax on the economy. *The Frontiers of Society, Science and Technology*, 1(5), pp. 39–41.
- (www.1) Taxes on sugary drinks: Why do it? WHO, 2017, nr WHO/NMH/PND/16.5 Rev. 1, <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/260253/WHO-NMH-PND-16.5Rev.1-eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y> [Accessed 21.10.2022].
- (www.2) <https://www.gov.uk/government/news/soft-drinks-industry-levy-comes-into-effect> [Accessed 14.08.2023].
- (www.3) <https://www.portalspozywczy.pl/mleko/wiadomosci/estonia-podatek-od-slodkich-napojow-obejme-takze-nabial,146020.html> [Accessed 14.08.2023]
- (www.4) <https://businessinsider.com.pl/twoje-pieniadze/prawo-i-podatki/podatek-cukrowy-mamy-3-najwyzszy-w-europie-sprawdzamy-jakie-daje-efekty/ytqw59r> [Accessed 20.05.2022]
- (www.5) <http://gazetacodzienna.pl/artukul/gospodarka/slodko-nie-bedzie-gorzka-prawda-o-podatku-cukrowym> [Accessed 26.10.2022]
- (www.6) Sugary drink taxes around the world, Updated, Global Food Research Program UNC, 2020, https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&cad=rja&uact=8&ved=2ahUKEwiFsOi40_iE-AxVKR_EDHT22COkQFnoECBQQAQ&url=https%3A%2F%2Fglobalfoodresearchprogram.org%2Fwp-content%2Fuploads%2F2020%2F08%2FSugaryDrink_tax_maps_2020_August_REV.pdf&usg=AOvVaw3T0AhQpmTlX1ptgDkrTLEN&opi=89978449 [Accessed 21.10.2022].

Zakończenie recenzji/ End of review: 12.02.2024

Przyjęto/Accepted: 21.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

WAHANIA SEZONOWE JAKO SKUTEK ZMIAN W STRUKTURZE INWESTORÓW – STUDIUM PRZYPADKU DLA GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE S.A.

Anna Szczepańska-Przekota*



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.06>

SEASONAL FLUCTUATIONS AS A RESULT OF CHANGES IN THE INVESTOR STRUCTURE – A CASE STUDY FOR THE WARSAW STOCK EXCHANGE S.A.

ABSTRACT

The purpose of the article. Seasonality in capital markets is described in the financial literature as a type of calendar anomaly that indicates irrational investor behaviour. One might ask whether there are reasons other than irrational investor behaviour for changes in the occurrence and magnitude of calendar anomalies. The paper hypothesises that changes in the structure of investors are responsible for the occurrence of seasonal anomalies.

Methodology. The analysis of seasonal fluctuations in the WIG index quotations for the years 1997–2022 was carried out using the CENSUS X12 procedure, with tests for the stability of seasonal fluctuations and the presence of moving seasonality. The assessment of the relationship between the strength of seasonal fluctuations, measured by the difference between the monthly extreme seasonal deviations in a given year, and the share of individual investors in the total number of stock market transactions on the Warsaw Stock Exchange was carried out using the Pearson linear correlation coefficient and the Granger causality test.

Results of the research. Periods of appearance and disappearance of seasonal fluctuations on the Polish stock market have been observed. Changes in the structure of investors were proposed as an explanation for this phenomenon. The periods in which the seasonality phenomenon was more intense coincided with the increased activity of individual investors. Therefore, it was not the description of the anomaly that was the reason for its disappearance, but its appearance and disappearance was linked to the structure of investors who showed certain constant behaviours.

Keywords: seasonality, calendar anomaly, investments, rate of return, emotions.

JEL Class: G14, G41.

* Dr, Politechnika Koszalińska, e-mail: anna.szczepanska-przekota@tu.koszalin.pl, <https://orcid.org/0000-0002-4002-5072>

WPROWADZENIE

Teoria rynku efektywnego zakłada niemożliwe osiągnięcie ponadprzeciętnych stóp zwrotu przy zastosowaniu aktywnego zarządzania portfelem akcji, ponieważ rynek efektywny natychmiastowo dyskontuje napływające informacje w cenach akcji (Fama, 1970: 383–417). Badania przeprowadzone na rozwiniętych rynkach kapitałowych wskazują jednak na przypadki uzyskania ponadprzeciętnych stóp zwrotu, co podważa hipotezę efektywnego rynku.

Anomalie sezonowe, będące przedmiotem rozważań w niniejszym badaniu, są niezgodne z hipotezą efektywnego rynku. Zjawisko sezonowości na rynkach kapitałowych opisywane jest w literaturze finansów jako swoistego rodzaju anomalia kalendarzowa, pokazująca irracjonalne zachowania poszczególnych inwestorów, takie jak podejmowanie emocjonalnych decyzji, co może mieć wpływ na ceny akcji.

Przeprowadzone w pracy analizy koncentrowały się na zbadaniu sezonowego zachowania indeksu giełdowego WIG w latach 1997–2022 na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. Zakres przeprowadzonych analiz przyczynia się do zrozumienia zachowań inwestorów i efektywności rynku w kontekście sezonowości indeksu WIG. Badania ujawniają okresy, w których zjawisko sezonowości się nasila i okresy, w których słabnie. Ta szczegółowa analiza oferuje wgląd w dynamiczną naturę zachowań inwestorów i sposób, w jaki czynniki zewnętrzne mogą wpływać na wzorce rynkowe. Co bardzo istotne, badania rzucają światło na czynniki behawioralne leżące u podstaw obserwowanych zmian sezonowości. Zmiany nastrojów inwestorów, postrzegania ryzyka lub przetwarzania informacji mogą wpływać na decyzje handlowe w różnych okresach (Johnson i Tversky, 1983: 20–31).

Indywidualni inwestorzy, jako istoty ludzkie, podlegają różnym czynnikom psychologicznym, które wpływają na ich procesy decyzyjne. Czynniki te mogą obejmować emocje, uprzedzenia, ograniczenia poznawcze i wpływy zewnętrzne. Psychika inwestora indywidualnego działa tak, że aby zaspokoić potrzebę jest w stanie sprzedać akcje niekoniecznie w najkorzystniejszym czasie. Takie nieracjonalne zachowanie może mieć odwzorowanie w cenach akcji. Pojawiające się regularne zmiany w rynkowych stopach zwrotu, od strony statystycznej mające charakter wahań sezonowych, mogą być wynikiem zwiększonego udziału inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Głównym celem opracowania uczyniono ocenę notowań indeksu giełdowego WIG pod kątem osiąganych stóp zwrotu i anomalii ocenianych w kontekście hipotezy rynku efektywnego. Postawiono hipotezę, że zmiana struktury inwestorów (zwiększenie udziału inwestorów indywidualnych) wywołuje wzmocnienie efektu sezonowego na rynkach.

1. PRZEGLĄD LITERATURY

Rynek finansowy pozwala na obrót instrumentami finansowymi między podmiotami zgłaszającymi zapotrzebowanie na kapitał a podmiotami faktycznie posiadającymi wolne środki (Czekaj, 2008: 4). Modelem rynku finansowego jest tzw. rynek doskonały, określany jako rynek efektywny. Należy zaznaczyć, że rynek nie będący rynkiem doskonałym może być także rynkiem efektywnym. Wystarczy, że wszystkie informacje dostępne na tym rynku będą uwzględnione w cenach aktywów. Oznacza to, iż na rynku efektywnym nie ma możliwości stałego uzyskiwania wysokich stóp zwrotu w wyniku posiadania pełnej informacji (Tarczyński, 1999: 119–143). Dla rynku finansowego pojęcie efektywności jest dość szerokim zagadnieniem i może być przedstawiane w różnych kategoriach. Najczęściej mówi się o efektywności transakcyjnej, alokacyjnej oraz informacyjnej.

1.1. Teoria efektywności informacyjnej rynku kapitałowego

Pojęcie efektywności rynku wprowadzone zostało do literatury przedmiotu przez E. Fama (1965: 34–105) i od momentu jego pierwszego opublikowania zaczęło ewoluować, obejmując coraz to nowe kwestie i techniki analizy. Dzisiaj jest wielu zwolenników, jak i przeciwników hipotezy rynku efektywnego. Niemniej jednak pojęcie to w sposób trwały upowszechniło się w literaturze przedmiotu.

W przypadku, gdy rynek jest efektywny, pojawiające się informacje powinny być w sposób racjonalny interpretowane przez uczestników rynku, a ich decyzje działać stabilizująco na notowania (Milo, 2003: 86). Takie założenie pozwala na sprawdzenie rozbieżności pomiędzy rzeczywistą ceną a ceną wynikającą z oceny czynników technicznych i fundamentalnych. Wykrycie jakiegokolwiek stopnia nieefektywności powoduje, że analiza informacji, ze względu na które stwierdzono nieefektywność będzie pozwalała na uzyskanie tzw. zysku nadzwyczajnego. Z kolei prawdziwość hipotezy efektywności rynku oznacza, że cena w okresie t jest najlepszą prognozą ceny w okresie $t+1$. Różnice pomiędzy ceną zrealizowaną a ceną prognozy warunkowane są czynnikami losowymi, nie podlegającymi żadnym prawidłowościom. Istota tego zjawiska przejawia się w oczekiwaniach inwestorów, gdyż jeżeli w danej chwili sprzedający wierzą w spadek ceny, a kupujący w ich wzrost, to efektem netto jest zerowa nadzieja matematyczna gry spekulacyjnej (Tarczyński, 1997a: 14).

W latach 60-tych XX wieku pojawiało się wiele badań dotyczących hipotezy niezależności przyrostów cen, przy czym każde ważne nowe badanie rozszerzało zakres stosowanych metod analizy, były to chociażby filtry nakładane na inwestycje (Alexander, 1961: 7–26), testy serii (Moore, 1964) czy analiza spektralna (Granger i Morgenstern, 1963: 1–27). Wszystkie te prace nie podważały hipotezy

o niezależności przyrostów cen. Wyniki tych badań tłumaczono losowym napływem informacji, co powodowało, że także przyrosty cen zachowywały się niezależnie od siebie (Cootner, 1964). Badania prowadzone były w różnym stopniu sformalizowania matematycznego, jako prekursorów ujednolicenia i sformalizowania zapisu badań uznaje się Osborne'a (1959: 145–173) i Samuelsona (1965: 13–31).

Istotny wkład w rozwój narzędzi badawczych miał Mandelbrot (1963: 394–419). Stawiał on pod znakiem zapytania teorię efektywności oraz teorię portfela z uwagi na niespełnienie podstawowych założeń stosowanych testów statystycznych, w szczególności założenia normalności rozkładu prawdopodobieństwa stóp wzrostu. W jego zainteresowaniu pozostawało zjawisko występowania grubych ogonów, tj. ponadprzeciętnej liczby obserwacji skrajnych, asymetrii i koncentracji. Z teorią portfela związane są prace Sharpe'a, który wykazywał, że na rynku silnie efektywnym koszty poszukiwań aktywów źle wycenionych przez rynek pogarszają wyniki, a skuteczna jest jedynie strategia dywersyfikacji ryzyka (Sharpe, 1966: 119–138).

Przeprowadzone dotychczas badania nie rozstrzygają w sposób jednoznaczny, czy rynki finansowe są efektywne czy też nie. Kontrowersje wzbudza nawet problem błędzenia losowego (Cont, 2001: 223–236). Prowadzone badania z jednej strony wskazują na rosnącą efektywność rynków, ale i na rosnącą nieprzewidywalność cen (Malkiel, 2003: 59–82). Przyczyną, dla której problem efektywności jest nierozwiązany i pewnie nie będzie go można w sposób jednoznaczny rozwiązać jest empiryczny charakter tej hipotezy. Jest ona ciągle rozwijana, rozwijane są metody analizy danych, odkrywane są nowe zależności, ale też zmienia się otoczenie, uwarunkowania prawne, zmieniają się kanały przepływu informacji, techniczne sposoby przeprowadzania transakcji, a także zmianie ulegają same produkty finansowe, wszystko to powoduje, że polemika pomiędzy zwolennikami i przeciwnikami hipotezy efektywności będzie trwała nadal. Pewnym kompromisem pomiędzy zwolennikami i przeciwnikami rynków efektywnych są badania Wilsona i Marashdeha. Według nich w krótkim okresie mogą pojawiać się rozmaite przejawy nieefektywności rynku, jednak w dłuższym horyzoncie czasu rynek wycenia notowane aktywa poprawnie.

Kryzys końca pierwszej dekady XXI wieku dostarczył nowych dowodów przeciwnikom hipotezy rynku efektywnego. Nawet więcej, to wiarę w hipotezę rynku efektywnego obarczano za upadek kluczowych instytucji finansowych (Ball, 2009: 8–16), a rynki bez względu na stopień rozwoju – rozwinięte i rozwijające się, określono jako niewłaściwie wyceniające aktywa finansowe.

Kluczową kwestią w ocenie efektywności rynków cały czas pozostaje informacja i dostęp do niej. Wyjaśnienie zjawiska nierównego dostępu do informacji zawiera teoria asymetrii informacji (Stiglitz, 2000: 1441–1478). Według tej teorii

uczestnicy rynków nie mają zapewnionego równego i pełnego dostępu do informacji, co niesie za sobą daleko idące konsekwencje dla funkcjonowania rynków finansowych.

1.2. Anomalie kalendarza jako przykład anomalii sezonowych

W miarę rozwoju teorii efektywności, poddawana ona była coraz większej krytyce. Hipotezie rynku efektywnego zaprzeczały efekty kalendarzowe, czyli istotnie różne stopy zwrotu w wybranych okresach w porównaniu ze średnimi rynkowymi. Anomalia w odniesieniu do rynku kapitałowego to sytuacja umożliwiająca osiąganie dodatnich, ponadprzeciętnych stóp zwrotu (Peters, 1997: 36). Występowanie anomalii można sklasyfikować w trzech podstawowych grupach jako:

- anomalie sezonowe jako zjawiska powtarzające się cyklicznie w określonych porach (Fama, 1991: 1575–1617),
- anomalie fundamentalne jako zjawiska związane z charakterystyką spółki, której dotyczą (Czerwonka i Gorlewski, 2008: 157–159),
- anomalie związane z nad- i podreaktywnością rynku kapitałowego jako zjawiska wynikające z odchylania się stóp procentowych od poziomu efektywnego, który odzwierciedla wszystkie informacje na temat spółek działających na rynku (Czerwonka i Gorlewski, 2008: 160–161).

Nadreaktywność to sytuacja, w której ceny walorów różnią się od ich fundamentalnych wartości ze względu na nadmierny optymizm lub pesymizm inwestorów. Z kolei podreaktywność rynku to anomalia związana z opóźnioną reakcją inwestorów, co powoduje, że napływające informacje są odzwierciedlone w cenach walorów z pewnym opóźnieniem. Reakcja inwestorów prowadzi wówczas do sytuacji, w której akcje zwiększające dalej rosną, a zmniejszające pogłębiają swoje spadki. Jednak podobnie jak z efektami kalendarzowymi najczęściej nie można ich wykorzystać do praktycznego osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu (Schwert, 2003: 939–972), ponadto nie jest do końca oczywiste, jaki poziom danego wskaźnika można interpretować jako sygnał kupna/sprzedaży.

W badaniach nad anomaliami sezonowymi poszukuje się odpowiedzi na pytanie: czy istnieją schematy w zmianach stóp zwrotu w roku kalendarzowym, które pozwoliłyby przewidzieć inwestorowi termin zwrotu z inwestycji. Badania takie dowodzą, że przeprowadzanie transakcji w określone miesiące, dni tygodnia lub w pewnych porach dnia w trakcie sesji pozwala osiągnąć ponadprzeciętne wyniki, a zatem rynek, na którym taka anomalia jest obserwowana, nie może być rynkiem efektywnym.

W literaturze przedmiotu omówiono wiele anomalii kalendarzowych. Do najbardziej znanych efektów kalendarzowych należą:

- efekt grudnia tzw. rajd Świętego Mikołaja (Chong i in., 2005: 1226–1236) bazujący na wskazaniu, że pod koniec każdego roku inwestorzy realizują te pozycje, dzięki którym mogą wykazać stratę na rachunku maklerskim, aby następnie odliczyć je od podatku; takie operacje w teorii powodują wzrost podaży na papiery wartościowe, a tym samym spadek ich ceny;
- efekt stycznia (Haugen i Jorion, 1996: 27–31), który jest bardzo silnie powiązany z wcześniej opisywanym efektem grudnia; inwestorzy wyprzedający akcje w grudniu dokonują ich ponownego odkupienia w styczniu, zwiększając tym samym popyt na rynku i wzrost cen akcji;
- efekt Marka Twaina, zakładający, że październik jest szczególnie złym miesiącem do inwestowania w akcje (Mościbrodzka, 2020: 76–77);
- efekt wakacji określane jako letni rajd, zakładający, że większe wzrosty cen akcji mają miejsce w miesiącach wakacyjnych;
- „Sell in May and Go Away” (Gu, 2004: 395–404), zalecający sprzedaż akcji w maju i ponowne ich odkupienie dopiero listopadzie.

Większość analiz dotyczących sezonowości na rynkach kapitałowych została przeprowadzona na rynkach rozwiniętych. Za pierwsze publikacje dotyczące anomalii kalendarzowych uznaje się prace J. Lakonishoka i S. Smidta (1988: 403–425) oraz R. Thaler (1992: 20–35). Efekty kalendarzowe na rynkach finansowych są omawiane współcześnie, między innymi w pracach J. Hirscha i Y. Hirscha (2001: 56–93) czy T. Verheydena, L. de Moora i F. Bossche’a (2013: 45–46), natomiast badania światowe rynków w kontekście anomalii kalendarzowych – w pracach F. McGroarty’ego i A. Urquharta (2014: 154–166) oraz B. Jacobsena i C. Zhanga (2013: 1743–1785).

Wybrane efekty kalendarzowe zostały także poddane weryfikacji na rynkach alternatywnych. W. Świder zajął się badaniem rynku NewConnect, na którym to rynku rozpatrywał trzy anomalie kalendarzowe: efekt przełomu miesiąca, efekt miesiąca oraz efekt miesięcy zimnych (Świder, 2019: 72–79). Najbardziej widoczny okazał się wówczas efekt przełomu miesiąca, gdy inwestor, zajmując pozycję długą na rynku w piątym lub czwartym dniu przed końcem miesiąca i utrzymując ją do pierwszego dnia miesiąca kolejnego, mógł osiągać ponadprzeciętną stopę zwrotu.

Teza efektu stycznia stała się obiektem obszernych badań dotyczących opisywanej anomalii m.in. dla A. Darrat, B. Li i R. Chung (2013: 155–168), którzy dowiedli, że w grupie zbadanych 34 państw efekt stycznia nie wystąpił jedynie w Danii, Irlandii oraz Jordanii. Natomiast A. Gu i J. Simon (2003: 117–121) potwierdzili występowanie efektu stycznia na rynku akcji w Wielkiej Brytanii. Co ciekawe, udowodnili oni, że relacja miesięcznej stopy zwrotu w styczniu w stosunku do skumulowanej stopy zwrotu w pozostałych miesiącach jest mała w okresach silnej zwyżki na rynkach finansowych i duża w czasie trendu spadkowego.

Stwierdzenie istnienia efektu stycznia miało miejsce także na mniej rozwiniętych rynkach światowych, takich jak Tajwan (Shiu i in., 2014: 49–66), Rumunia (Murgea, 2015: 488–493), Turcja (Eyuboglu i Eyuboglu, 2016: 102–109), Pakistan (Ullah i in., 2016: 31–44). Z kolei D. Asteriou i G. Kavetsos (2006: 375–381), zweryfikowali występowanie efektu stycznia na rynkach akcji wybranych krajów: Litwy, Polski, Republiki Czeskiej, Rumunii, Rosji, Słowacji i Węgier. Uzyskany rezultat badań wskazywał na istnienie omawianego efektu na rynkach: polskim, rumuńskim i węgierskim. Na GPW w Warszawie S.A. efekt ten był badany między innymi przez W. Tarczyńskiego (1997b: 521–538), B. Karaszkiewicz i I. Staniec (2017: 73–82) czy też K. Borkowskiego (2019: 23–39).

Innym przykładem efektu miesiąca w roku jest efekt października, inaczej nazywany efektem Marka Twaina. Swoją nazwę anomalia ta zawdzięcza powieści M. Twaina *Pudd'nhead Wilson*, w którym odnaleźć można sarkastyczne zdanie: „Październik jest szczególnie niebezpiecznym miesiącem do spekulowania na giełdzie. Innymi takimi miesiącami są: lipiec, styczeń, wrzesień, kwiecień, listopad, maj, marzec, czerwiec, grudzień, sierpień i luty”. Efekt ten, obserwowany na niektórych rynkach, mówi o niskich rentownościach akcji w październiku.

Z kolei „rajd Świętego Mikołaja” to tzw. efekt grudnia stanowiący przykład efektu miesiąca w roku. Twórcą tego pojęcia (*Santa Claus Rally*) jest Y. Hirsch, który opisał to zjawisko w *Stock Trader's Almanac* w 1972 r. Dowiódł on, że jest to okres obejmujący pięć ostatnich dni roboczych w starym roku kalendarzowym i dwa dni w nowym. Ta minihossa w grudniu, wyjaśniana jest działaniami funduszy inwestycyjnych, których menedżerowie starają się poprawić swoje wyniki w celu otrzymania wyższej rocznej premii (Cisowski, 2023). Dodatkowym argumentem stanowiącym wyjaśnienie tej anomalii jest m.in. próba optymalizacji podatkowej oraz wejście na rynek sporej liczby inwestorów indywidualnych w związku z czasem wolnym w świątecznym okresie. Wyrazny wzrost cen akcji w trakcie ostatnich 5 sesji grudnia i dwóch pierwszych sesji stycznia dla 76% przypadków amerykańskich akcji kończył się wzrostami. Obecnie dostrzega się, że anomalia ta rozszerzyła się na cały grudzień i stwarza okazje inwestycyjne (Rak, 2019).

Na rynku amerykańskim efekt ten badany był między innymi przez K.M. Washera, S. Nippaniego oraz R.R. Johnsona (2016: 817–829). Autorzy przedstawili również przekonujące dowody na to, że trzy najważniejsze dni transakcyjne (szczególnie w przypadku małych portfeli akcji) to ostatni dzień handlowy w grudniu i dwa pierwsze dni handlowe w styczniu. Istnienie efektu rajdu Świętego Mikołaja było przedmiotem badań także na innych rynkach, między innymi w Nigerii (Zubairu i Oyedeko, 2017: 1–5) czy Indonezji (Raharjo i in., 2013: 708–711). Na rynku polskim był badany między innymi przez M. Lewandowską (2017: 17–28) czy W. Białką (2015–2016: 2–4).

Literatura naukowa wyjaśnia te anomalie kalendarza za pomocą różnych mechanizmów behawioralnych (Gajdka, 2013) i psychologicznych (Zielonka, 2015):

- Nadmierna i niedostateczna reakcja: Inwestorzy mogą przesadnie reagować na wiadomości lub wydarzenia, które mają miejsce w określonych porach roku, co prowadzi do przesadnych ruchów cen. Podobnie mogą niedostatecznie reagować na inne zdarzenia, co skutkuje błędnymi wycenami;

- Efekt dyspozycji: Inwestorzy mają tendencję do utrzymywania stratnych pozycji do końca roku, aby zrekompensować zyski kapitałowe, co może wywołać tymczasową presję spadkową na ceny akcji w grudniu i presję wzrostową w styczniu;

- Zachowanie stadne: Inwestorzy mogą wykazywać zachowanie stadne w określonych porach roku, co prowadzi do wspólnych działań, które mogą wzmocnić ruchy cen;

- Zniekształcenia psychologiczne: Zniekształcenia poznawcze związane przykładowo z przypisywaniem większej wagi najnowszym informacjom lub z zakotwiczeniem na pierwszej napotkanej informacji, mogą wpływać na podejmowanie przez inwestorów decyzji dotyczących określonych wydarzeń w kalendarzu.

Konkludując, literatura naukowa charakteryzuje anomalie kalendarza jako dowód irracjonalnych zachowań wśród inwestorów, napędzanych przez psychologiczne uprzedzenia i heurystyki, które prowadzą do systematycznych odchyśleń od oczekiwań efektywnego rynku (Trader21, 2020). Anomalie te były szeroko badane i nadal stanowią ważny obszar badań w finansach behawioralnych. Świadomość i zrozumienie powstałych mechanizmów są niezbędne, aby inwestorzy mogli podejmować świadome decyzje i skutecznie zarządzać swoimi portfelami inwestycyjnymi.

2. METODYKA BADAŃ

Badaniami empirycznymi objęto notowania indeksu giełdowego WIG w latach 1997–2022. Analizowano dane miesięczne, które powstały jako średnia arytmetyczna danych dziennych. Drugim szeregiem będącym pod obserwacją był szereg danych rocznych dotyczących udziału inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Analizę empiryczną danych podzielono na punkty:

- 1) Szereg miesięcznych notowań indeksu WIG został poddany ocenie za pomocą procedury CENSUS X12. Pierwotne dane zostały rozłożone zgodnie z formułą multiplikatywną na szereg trend i cykle, składowa sezonowa oraz składowa nieregularna. Składowa sezonowa oraz składowa nieregularna mają postać wskaźników.

2) Składowa sezonowa indeksu giełdowego została poddano ocenie istotności za pomocą testów:

- F przy założeniu stabilności wahań sezonowych;
- Kruskala-Wallisa przy założeniu stabilności wahań sezonowych;
- F na obecność ruchomej sezonowości.

3) Opisano zmiany w rozkładzie wahań sezonowych, jakie nastąpiły w latach 1997–2022.

4) Przeprowadzono ocenę związku pomiędzy siłą wahań sezonowych, mierzonych różnicą pomiędzy miesięcznymi ekstremalnymi odchyleniami sezonowymi w danym roku a udziałem inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W tym celu wykorzystano:

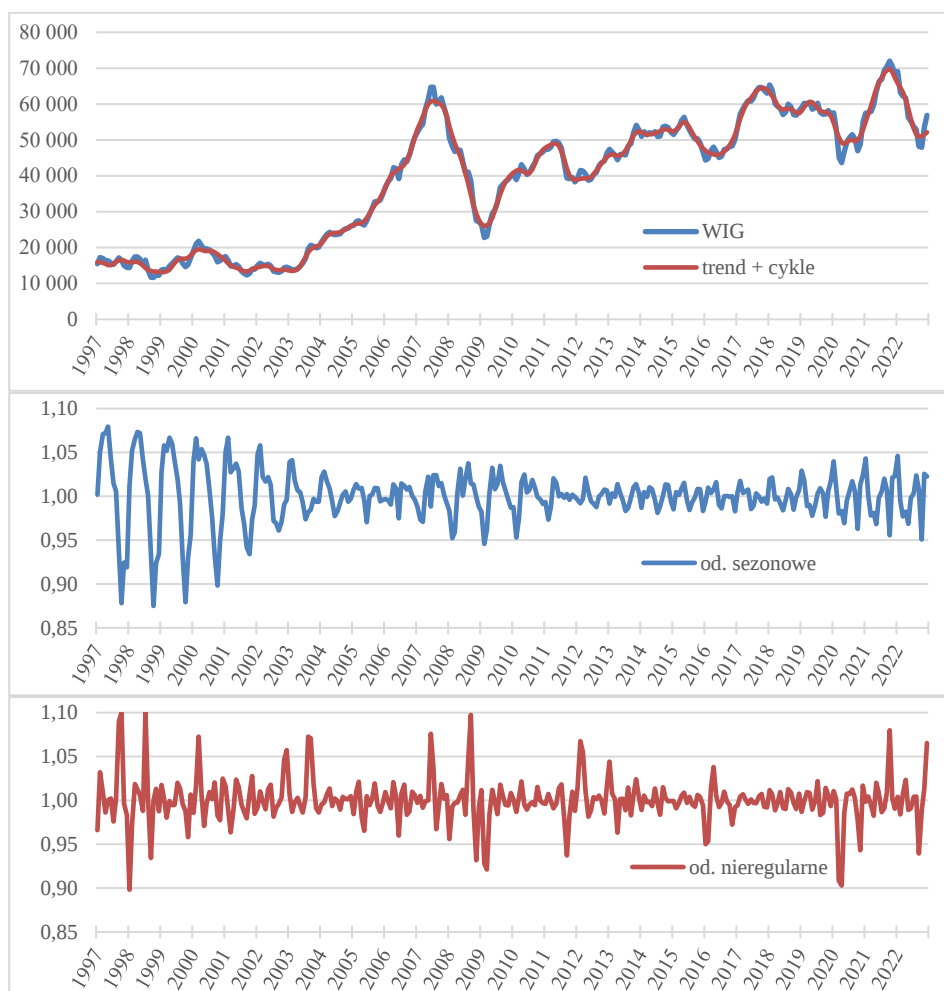
- ocenę korelacji dla poziomów zmiennych i ich przyrostów;
- ocenę przyczynowości przy użyciu testu Grangera.

3. WYNIKI

Badania empiryczne rozpoczęto od identyfikacji wahań sezonowych. W tym celu zastosowano procedurę CENSUS X12. Na wykresie 1 zaprezentowano oryginalny szereg czasowy notowań miesięcznych indeksu giełdowego WIG. Dane miesięczne uzyskano jako średnie arytmetyczne danych dziennych. Wartości indeksu giełdowego WIG charakteryzują się trendem rosnącym oraz dość znacznymi wahaniami cyklicznymi. Co jest dość interesujące, chociaż nie podlega badaniu w tym opracowaniu, to dość regularne cykle wynoszące około 4–5 lat, chociaż o dość zróżnicowanej amplitudzie.

Właściwemu badaniu podlegają wahania sezonowe, które przedstawione zostały poniżej. Zauważyć można dość znaczne zmiany w sile wahań sezonowych. Najsilniejsze obserwuje się w latach 1997–2000. Następnie wahania te wyraźnie słabną aż do lat 2004–2006. Następnie pojawia się kolejna fala wzmocnionych wahań sezonowych, która kończy się w 2010 roku. Kolejny dość długi okres, bo trwający aż do roku 2018 to okres wygaszenia wahań sezonowych. Z kolei aktualna fala, trwająca od 2019 roku do 2022, to kolejna fala wzmocnionych wahań sezonowych.

Generalnie zauważyć można, że fale wzmocnionych oraz wygaszonych wahań sezonowych następują po sobie, jednak nie są to fale o równych długościach oraz amplitudach. Trudno jest tutaj doszukiwać się specjalnych właściwości.



Wykres 1. Kształtowanie indeksu giełdowego WIG wraz ze składowymi

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pierwotnych www.stooq.pl

W ostatniej części wykresu 1 pokazano wahania nieregularne. Należy zauważyć, że amplitudy wahań nieregularnych oraz wahań sezonowych są zbliżone. Odchylenie standardowe dla wahań nieregularnych wyniosło 0,0254 p.p., a dla wahań sezonowych nieznacznie więcej bo 0,0299 p.p. Takie wyniki powodują trudności z uznaniem istotności statystycznej wahań sezonowych (tabela 1).

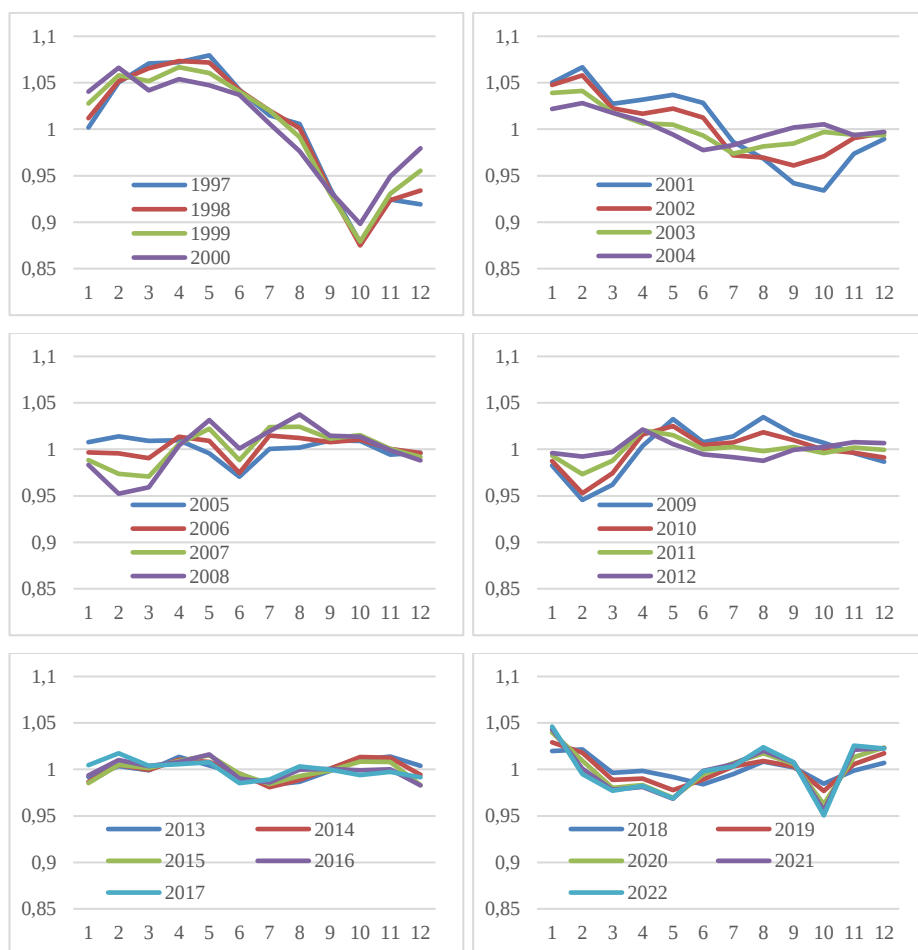
Tabela 1. Testy sezonowości

Test na obecność stabilnej sezonowości			
F	1,517	p	>0,1
KW	14,578	p	0,2026
Test na obecność ruchomej sezonowości			
F	6,224	p	<0,01

Źródło: obliczenia własne za pomocą EViews 9.5.

Zgodnie z wynikami testów istotności, uzyskanych wahań sezonowych nie można uznać za stabilne. Jest to zresztą zgodne z obserwacją uzyskanego szeregu. Natomiast można tutaj mówić o istotnej ruchomej sezonowości. Fakt ten stawia pod znakiem zapytania hipotezę rynku efektywnego, a jednocześnie daje podstawy do poszukiwania przyczyn powstawania takich wahań, a więc podstawy do próby weryfikacji postawionej hipotezy badawczej.

Szczegółowe roczne rozkłady wahań sezonowych (wykres 2) pozwalają stwierdzić, że składowa sezonowa indeksu giełdowego WIG podlegała nie tylko zmianom w zakresie amplitudy, ale także w zakresie rocznego ukształtowania. Oznacza to, że nie można tutaj mówić o jednym typie anomalii sezonowych. W latach 1997–2000 jako dobre miesiące, czyli miesiące o względnie wysokich cenach sezonowych wskazać można miesiące wiosenne, ze szczytem w kwietniu–maju, natomiast zdecydowanie najgorszym miesiącem okazywał się październik. Różnica pomiędzy minimum a maksimum miesięcznym wynosiła w tych latach około 15–17 p.p. W kolejnych okresach siła wahań słabła, jednocześnie zmieniło się ukształtowanie miesięczne, w ten sposób, że latach 2007–2010, a więc w kolejnym okresie o wyraźnych wahanach sezonowych luty okazywał się najsłabszym miesiącem, a najlepszym maj i sierpień. Zatem są to rozkłady o jednym minimum i dwóch maksimach. W tym okresie różnica pomiędzy minimum a maksimum miesięcznym sięgała 6–7 p.p. Po kolejnym osłabieniu wahań sezonowych po raz kolejny zmianie uległo ukształtowanie miesięczne. I tak w latach 2019–2022 można mówić o dwóch minimach w miesiącach maj i październik oraz dwóch maksimach w miesiącach sierpień oraz przełomie grudnia i stycznia, a różnica pomiędzy ekstremami 6–8 p.p.

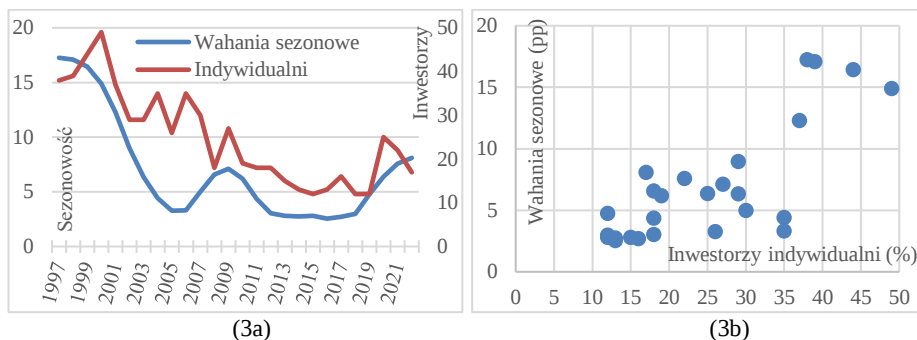


Wykres 2. Roczne rozkłady wahań sezonowych indeksu giełdowego WIG

Źródło: opracowanie własne.

W latach 1997–2022 miały miejsce znaczne zmiany w udziale liczby inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie inwestorów giełdowych, co jest zobrazowane na wykresie 3a. Na początku badanego okresu, w roku 1997, odsetek udział inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji na rynku akcji GPW wynosił 38% i rósł do 2000 roku, kiedy to osiągnął największą wartość na przestrzeni badanego okresu – 49%. Od tego momentu następował jego spadek. Jednak co pewien czas inwestorzy indywidualni stawali się nieco bardziej aktywni, lub też mniej aktywni byli inwestorzy instytucjonalni i zagraniczni, co au-

tomatycznie przekładało się na relatywnie większą aktywność inwestorów indywidualnych. W szczególności ostatnie 3 lata są takim okresem, kiedy to udział inwestorów indywidualnych wzrósł z poziomu 12% do 25% w roku 2020.



Wykres 3 (a i b). Zależność pomiędzy roczną amplitudą wahań sezonowych a udziałem inwestorów indywidualnych w rynku

Źródło: opracowanie własne.

W pracy postawiono hipotezę, że zmiana struktury inwestorów (zwiększenie udziału inwestorów indywidualnych) wywołuje wzmocnienie efektu sezonowego na rynkach. Hipoteza ta ma swoje podstawy teoretyczne wynikające z psychologii inwestowania oraz z pewnych zwyczajów związanych z zarządzaniem pieniędzmi, którymi charakteryzują się gospodarstwa domowe. Weryfikacji tej hipotezy dokonano za pomocą oceny korelacji pomiędzy udziałem inwestorów indywidualnych w rynku oraz roczną amplitudą wahań sezonowych mierzoną różnicą pomiędzy skrajnymi odchyleniami miesięcznymi. Obydwie te wielkości przedstawiono na wykresie 3a, a na wykresie 3b przedstawiono je w postaci korelacyjnej.

Badanie korelacyjne przeprowadzono zarówno dla poziomów ocenianych wielkości, jak i dla ich przyrostów (tabela 2). Dodatkowo przeprowadzono test przyczynowości Grangera.

Badanie korelacyjne pozwala na stwierdzenie, iż pomiędzy udziałem inwestorów indywidualnych w rynku akcji a siłą wahań sezonowych występuje zależność korelacyjna dodatnia o ponadprzeciętnej sile ($r=0,7286$). Badanie korelacyjne nie pokazuje jednak kierunku zależności. Natomiast uzupełniające badanie przyczynowości pozwala na stwierdzenie, iż jest to zależność od udziału inwestorów indywidualnych do wahań sezonowych (poziom istotności testu $p<0,05$). W drugą stronę, czyli od siły wahań sezonowych do udziału inwestorów indywidualnych nie można mówić o przyczynowości ($p>0,1$). Z uwagi na niestacjonarność badanych szeregów dokładne poziomy istotności nie są jednak znane.

Tabela 2. Ocena siły i kierunku zależności pomiędzy udziałem inwestorów indywidualnych w rynku a siłą wahań sezonowych

Zmienne	korelacja	przyczynowość	
	$\leftrightarrow$	$\rightarrow$	$\leftarrow$
indywidualni; sezonowość	$r=0,7286$	$p<0,05$	$p>0,1$
$d(\text{indywidualni}); d(\text{sezonowość})$	$r=0,1783$	$p>0,1$	$p>0,1$

Źródło: obliczenia własne za pomocą EViews 9.5.

Dodatnia, chociaż o słabej sile, okazuje się także zależność pomiędzy przyrostem udziału inwestorów indywidualnych oraz przyrostem siły wahań sezonowych ($r=0,1783$). Nie można tutaj mówić jednak o istotnej przyczynowości ($p>0,1$).

DYSKUSJA I WNIOSKI

W myśl hipotezy rynku efektywnego zmiany cen akcji następują w sposób losowy, czego konsekwencją jest brak możliwości osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków na podstawie analizy danych historycznych. Głównym celem opracowania była ocena notowań indeksu giełdowego WIG pod kątem osiąganych stóp zwrotu i anomalii ocenianych w kontekście hipotezy rynku efektywnego. Wzmoczone okresy sezonowości powiązано z udziałem inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Zjawisko sezonowości analizowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. w latach 1996–2022 odnosi się do obserwowanych zachowań/ruchów indeksu giełdowego WIG w określonych okresach w ciągu każdego kolejnego roku kalendarzowego. W ramach przeprowadzonych badań dotyczących występowania anomalii czasowych na rynku podstawowym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. przeprowadzono testy efektu miesiąca. Zauważono, że w poszczególnych okresach badawczych występują powtarzające się odchylenia, odbiegające od tego, czego można by się spodziewać na efektywnym rynku. Chociaż obserwowana sezonowość nie była konsekwentnie silna, badania ujawniły pewne wzorce, w których okresy wzmoczonej sezonowości przeplatały się z okresami osłabionej sezonowości. Fluktuacje te występowały falami, tworząc interesujący wymiar czasowy.

Sezonowe zachowanie indeksu giełdowego WIG w analizowanym przedziale czasowym można opisać następująco:

1) Okresy wzmożonej sezonowości: w których zwroty lub zachowanie indeksu WIG wykazują spójny wzorec odbiegający od normy. W tych okresach indeks konsekwentnie wykazywał wyższe lub niższe zwroty w porównaniu ze średnią dla tej konkretnej pory roku;

2) Okresy osłabionej sezonowości: w których zwykle wzorce sezonowe wydają się być mniej wyraźne lub nawet nieobecne. W tych okresach indeks może wykazywać zwroty, które są bliższe średniej historycznej dla tej pory roku, co sugeruje osłabienie lub zanik efektu sezonowego;

3) Alternatywne fale: zintensyfikowane i osłabione okresy sezonowości następowały po sobie falami. Ten naprzemienny wzór dodaje wymiar czasowy do badań nad sezonowością. Zrozumienie tych fal i czynników, które się do nich przyczyniają, może zapewnić wgląd w podstawowe czynniki kierujące zachowaniami rynkowymi;

4) Ogólny trend: pomimo naprzemiennych fal, badania wskazują również na szerszy trend zmniejszania się sezonowości w całym badanym okresie. Oznacza to, że niegdyś obserwowalne wzorce mogą stopniowo zanikać lub stawać się mniej wyraźne w miarę upływu czasu.

Szczegółowe roczne rozkłady wahań sezonowych przedstawione w pracy pozwalają stwierdzić, że składowa sezonowa indeksu giełdowego WIG podlegała stopionym zmianom w zakresie amplitudy oraz w zakresie rocznego ukształtowania. W literaturze przedmiotu wskazuje się, że anomalie sezonowe powinny mieć charakter stały, tymczasem tutaj mamy do czynienia z ich stopniową zmianą. Ta stopniowa zmiana nie przeczy występowaniu anomalii. Anomaliami przeczyłyby silne wahania nieregularne, a te jednak nie dominują wyraźnie nad wahaniami sezonowymi.

W badanym okresie można potwierdzić występowanie klasycznego efektu styczniowego. Wynik głównego indeksu rynkowego osiągnięty w styczniu (okres 1997–2000 oraz 2019–2022) był nie tylko dodatni, ale i istotnie wyższy niż wyniki rynku w pozostałych miesiącach. Natomiast zachowanie głównego indeksu rynkowego w zakresie kształtowania stóp zwrotu nie wskazuje na występowanie rajdu świętego Mikołaja, gdyż grudzień był miesiącem, w którym inwestor mógł osiągnąć istotnie dodatni zwrot z zainwestowanego kapitału, lecz nie był on największy z uzyskanych w analizowanym okresie. Z kolei wyniki analizy efektu październikowego wskazują na możliwość osiągania najniższych stóp zwrotu z zainwestowanego kapitału w badanym okresie inwestycyjnym.

Badania sugerują, że zmiany w strukturze inwestorów mogą wpływać na obserwowane wzorce sezonowości. Rodzi to pytania o rolę zachowań inwestorów, strategii handlowych i czynników zewnętrznych w kształtowaniu dynamiki rynku.

Zidentyfikowane naprzemienne fale nasilenia i osłabienia sezonowości skłaniają do rozważań na temat reakcji inwestorów na wzorce rynkowe albo też kształtowania wzorców przez reakcje inwestorów. Debata na temat tego, czy efekt zaniżania jest powiązany z odkryciem anomalii mówi o wpływie zachowania inwestorów na efektywność rynku. Obserwowane wzorce sezonowości i ich zmiany w czasie mają wpływ na efektywność GPW. Jeśli inwestorzy są w stanie wykorzystać wzorce sezonowe i generować ponadprzeciętne zwroty, podważa to pojęcie efektywności rynkowej opisanej przez hipotezę efektywnego rynku.

Jednym z godnych uwagi wniosków z badania był potencjalny związek między zmianami w strukturze inwestorów uczestniczących w rynku a obserwowanymi wzorcami sezonowości. Ewolucja składu inwestorów została uznana za wiarygodne wyjaśnienie naprzemiennej intensywności sezonowości. Oznacza to, że zmiany w zachowaniu i charakterystyce uczestników rynku mogły wpłynąć na obserwowane wzorce.

PODSUMOWANIE

Przedstawione wyniki badań potwierdzają występowanie omawianych w treści anomalii czasowych, co pozwala na realizację celu opracowania, którym była ocena notowań indeksu giełdowego WIG pod kątem osiąganych stóp zwrotu i anomalii ocenianych w kontekście hipotezy rynku efektywnego. Ponadto na podstawie badania związku pomiędzy siłą wahań sezonowych, mierzonych różnicą pomiędzy miesięcznymi ekstremalnymi odchyleniami sezonowymi w danym roku a udziałem inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, pozytywnie zweryfikowano hipotezę, mówiącą, że zmiana struktury inwestorów (zwiększenie udziału inwestorów indywidualnych) wywołuje wzmocnienie efektu sezonowego na rynkach.

Przeprowadzone w pracy badania i analizy przyczyniają się do zrozumienia zachowań inwestorów i efektywności rynku na kilka kluczowych sposobów, dając praktyczne implikacje dla inwestorów chcących wykorzystać wzorce rynkowe. Jeśli inwestorzy próbowali wykorzystać zidentyfikowaną anomalię, badanie ma wpływ na strategię handlowe i potencjalną rentowność podejść handlowych opartych na kalendarzu. Należy jednak zauważyć, że odkrycie pewnych anomalii nie oznacza, że powtórzą się one w przyszłości. W przedmiotowym badaniu ujawniono trzy fale wzmożonej sezonowości, przy czym każda charakteryzowała się innym wzorcem. Identyfikując naprzemienne fale zintensyfikowanej i osłabionej sezonowości, badanie podkreśla dynamiczny charakter zachowania rynku, co wykracza poza proste badanie spójnych anomalii i zagłębia się w czasową ewolucję

tych wzorców. Dodatkowo warto podkreślić, że debata wokół tego, czy zaobserwowany efekt zanikania anomalii był spowodowany świadomością inwestorów na temat anomalii, jest znacząca. Rodzi to pytania o to, jak uczestnicy rynku reagują na zidentyfikowane wzorce i czy ich działania mogą doprowadzić do normalizacji lub zaniku takich wzorców. W konsekwencji badanie wprowadza pogląd, że zmiany w strukturze i zachowaniu inwestorów mogą odgrywać rolę w obserwowanych wahaniami sezonowości.

Podsumowując, badanie sezonowości indeksu giełdowego WIG na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1997–2022 świadczy o naprzemiennych falach nasilenia i osłabienia sezonowości, a w konsekwencji rzuca światło na wzajemne oddziaływanie zachowań inwestorów, efektywności rynku i zmieniających się warunków rynkowych. Identyfikacja naprzemiennych fal zintensyfikowanej i osłabionej sezonowości, w połączeniu z rozważaniami na temat reakcji inwestorów i zmian strukturalnych, wnosi wkład w szerszą dziedzinę finansów behawioralnych i wzbogaca nasze rozumienie dynamiki rynku. Wzorce te, które pojawiają się w kontekście ogólnego malejącego trendu sezonowości, podkreślają dynamiczny charakter zachowań inwestorów, strategii handlowych i efektywności rynku. Zrozumienie mechanizmów stojących za tymi wzorcami może zapewnić cenny wgląd w wzajemne oddziaływanie między psychologią inwestorów a dynamiką rynku.

DEKLARACJA AUTORÓW

Autorzy zgłaszają brak konfliktu interesów.

BIBLIOGRAFIA

- Alexander, S.S. (1961). Price Movements In Speculative Markets; Trends Or Random Walks. *Industrial Management Review*, 2.
- Asteriou, D. i Kavetsos, G. (2006). Testing for the Existence of the January Effect in Transition Economies. *Applied Financial Economics Letters*, 2(6), ss. 375–381, <https://doi.org/10.1080/17446540600706817>
- Białek, W. (grudzień 2015–styczeń 2016). Rajd św. Mikołaja i efekt stycznia, czyli o cudach na giełdzie. *Pieniądze & Inwestycje*, 86.
- Borkowski, K. (2019). Występowanie efektu stycznia i grudnia na przykładzie spółek notowanych na GPW w Warszawie. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów*, 172, ss. 23–29, <https://doi.org/10.33119/sip.2019.172.2>
- Chong, R., Hudson, R., Keasey, K. i Littler, K. (2005). Pre-Holiday Effects: International Evidence on the Decline and Reversal of a Stock Market Anomaly. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), ss. 1226–1236, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.015>
- Cisowski, K. (2023). *Window dressing czy podaż z funduszy emerytalnych?*, <https://www.stockwatch.pl/wiadomosci/window-dressing-czy-podaz-z-funduszy-emerytalnych,akcje.306557> [dostęp 28.08.2023].

- Cont, R. (2001). Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues. *Quantitative Finance*, 1, ss. 223–236.
- Cootner, P.H. (1964). *The Random Character of Stock Market Prices*. Cambridge: Mass., The M.I.T. Press.
- Czekaj, J. (2008). *Rynki, instrumenty i instytucje finansowe*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Czerwonka, M. i Gorlewski, B. (2008). *Finanse behawioralne*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Darrat, A., Li, B. i Chung, R. (2013). On seasonal anomalies: A Closer Look at Johannesburg Stock Exchange. *Contemporary Management Research*, 9(2), ss. 155–168, <https://doi.org/10.7903/cmr.10629>
- Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38(1), ss. 34–105, <https://doi.org/10.1086/294743>
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), ss. 383–417, <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E.F. (1991). Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*, 46(5), ss. 1575–1617, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>
- Eyuboglu, K. i Eyuboglu, S. (2016). Examining the January Effect in Borsa Istanbul Sector and Sub-Sector Indices. *Pressacademia*, 3(1), ss. 860–866, <https://doi.org/10.17261/pressacademia.2017.666>
- Gajdka, J. (2013). *Behawioralne finanse przedsiębiorstw*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Granger, C.W.J. i Morgenstern, O. (1963). Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. *Kyklos*, 16(1), ss. 1–27, <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1963.tb00270.x>
- Gu, A.Y. (2004). The Reversing weekend Effect: Evidence from the U.S. Equity Markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 22(1), ss. 5–14, <https://doi.org/10.1023/b:requ.0000006183.42549.50>
- Gu, A. i Simon, J. (2003). Declining January Effect – Experience in the United Kingdom. *American Business Review*, 21(2), ss. 117–121.
- Haugen, R.A. i Jorion, P. (1996). The January Effect: Still there after all These Years. *Financial Analyst Journal*, 52(1), ss. 27–31, <https://doi.org/10.2469/faj.v52.n1.1963>
- Hirsch, J. i Hirsch, Y. (2001). *Stock Market Almanac: Widely Yearly Updates*. Hoboken: Wiley & Sons, ss. 56–93.
- Jacobsen, B. i Zhang, C.Y. (2013). Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective. *Review of Finance*, 17(5), ss. 1743–1785, <https://doi.org/10.1093/rof/rfs035>
- Johnson, E. i Tversky, A. (1983). Affect, generalization, and the perception of risk. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(1), ss. 20–31, <https://doi.org/10.1037/0022-3514.45.1.20>
- Karaszewicz, B. i Staniec, I. (2017). Testowanie występowania „efektu stycznia” na podstawie indeksu sWiG80. *Polityki Europejskie, Finanse i Marketing*, 17(66), ss. 73–82, <https://doi.org/10.22630/pefim.2017.17.66.6>
- Lakonishok, J. i Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. *Review of Financial Studies*, 1(4), ss. 403–425, <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>
- Lewandowska, M. (2017). Efekt stycznia i efekt grudnia na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Journal of Capital Market and Behavioral Finance*, 1(5), ss. 17–28.
- Malkiel, B. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), ss. 59–82.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Bussines*, 36(4), ss. 394–419, <https://doi.org/10.1086/294632>

- McGroarty, F. i Urquhart, A. (2014). Calendar Effects, Market Conditions and the Adaptive Market Hypothesis: Evidence from Long-Run U.S. Data. *International Review of Financial Analysis*, 35, ss. 154–166, <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.08.003>
- Milo, W. (2003). *Wybór portfela inwestycyjnego*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Moore, A.B. (1964). Some Characteristics of Changes In Common Stock Prices. W: P.H. Cootner, red., *The Random Character of Stock Market Prices*. Cambridge: MIT Press.
- Mościbrodzka, M. (2020). *Zachowania i anomalie na rynku NewConnect*. Wrocław: Uniwersytet Wrocławski.
- Murcea, A. (2015). January Effect and Market Conditions: a Case of Romania. *Ovidius University Annals. Economic Sciences*, 2, ss. 488–493.
- Osborne, M.F.M. (1959). Brownian Motion In the Stock Market. *Operations Research*, 7(2), ss. 145–173, <https://doi.org/10.1287/opre.7.2.145>
- Peters, E.E. (1997). *Teoria chaosu a rynki kapitałowe*. Warszawa: WIG Press.
- Raharjo, A., Mubaraq, F. i Mundir, F. (2013). December Effect of Stock Market Return in Indonesia Stock Exchange 1998–2012. *International Journal of Science and Research*, 2(1), ss. 708–711.
- Rak, A. (2019). *Rajd św. Mikołaja widoczny na rynku od 100 lat. Donald Trump jako Grinch tegorocznego efektu?*, <https://comparic.pl/raj-d-sw-mikolaja-widoczny-na-ryнку-od-100-lat-donald-trump-jako-grinch-tegorocznego-efektu/> [dostęp 28.08.2023].
- Samuelson, P.A. (1965). Rational Theory of Warrant Pricing. *Industrial Management Review*, 6.
- Schwert, G.W. (2003). Anomalies and Market Efficiency. W: G.M. Constantinides, M. Harris, R. Stultz, red., *Handbook in the Economics of Finance*. Amsterdam: Elsevier Science B.V., ss. 939–972.
- Sharpe, W.F. (1966). Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 39(1), Part 2 (Suppl), January, 119–138, <https://doi.org/10.1086/294846>
- Shiu, Y.W., Lee, C.I. i Gleason, K.C. (2014). Institutional Shareholdings and the January Effects in Taiwan. *Journal of Multinational Financial Management*, 27, ss. 49–66, <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2014.05.005>
- Stiglitz, J. (2000). The Contributions of the Economics of Information to Twentieth Century Economics. *Quarterly Journal of Economics*, 115(4), November, ss. 1441–1478. <https://doi.org/10.1162/003355300555015>
- Świder, W. (2019). Anomalie kalendarzowe na rynku NewConnect – efekt przełomu miesiąca, efekt miesiąca oraz efekt miesięcy zimnych. *Pieniądże i Władza*, 22(82), ss. 72–79.
- Tarczyński, W. (1997a). *Rynki kapitałowe, Metody ilościowe*. Vol. II. Warszawa: Placet.
- Tarczyński, W. (1997b). Efektywność działania Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. *Ekonomista*, 4, ss. 521–538.
- Tarczyński, W. (1999). Próba badania efektywności rynku kapitałowego. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Folia Oeconomica Stettinensia*, 5, ss. 119–143.
- Thaler, R. (1992). *The Winner's Curse*. New York: The Free Press.
- Trader II (2020). *Inteligentny Inwestor XXI wieku*. Tom III. Independent Trader.
- Ullah, I., Ullah, S. i Ali, F. (2016). Market Efficiency Anomalies: A Study of January Effect in Karachi Stock Market. *Journal of Managerial Sciences*, 1, ss. 31–44.
- Washer, K.M., Nippani, S. i Johnson, R.R. (2016). Santa Claus Rally and Firm Size. *Managerial Finance*, 42(8), ss. 817–829, <https://doi.org/10.1108/mf-10-2015-0280>
- Verheyden, T., De Moor i L., Bossche, F. (2013). A Tale of Market Efficiency. *HUB Research Papers, Economics and Business Science*, 5(2), ss. 45–46.
- Zielonka, P. (2015). *Giełda i psychologia*. Warszawa: Wydawnictwo CeDeWu.
- Zubairu. M. i Oyedeko, Y.O. (2017). Santa Claus Rally and Nigerian Stock Market Return: An Illusion or Reality? *Net Journal of Business Management*, 5(1), ss. 1–5.

WAHANIA SEZONOWE JAKO SKUTEK ZMIAN W STRUKTURZE INWESTORÓW – STUDIUM PRZYPADKU DLA GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE S.A.

Cel artykułu. Sezonowość na rynkach kapitałowych opisywana jest w literaturze finansów jako swoistego rodzaju anomalia kalendarzowa, pokazująca irracjonalne zachowania inwestorów. Można zadać pytanie, czy zauważa się również inne przyczyny, niż irracjonalne zachowania inwestorów, zmian w występowaniu i sile anomalii kalendarzowych? W pracy postawiono hipotezę, że za pojawianie się anomalii sezonowych odpowiadają zmiany w strukturze inwestorów.

Metoda badawcza. Analiza wahań sezonowych notowań indeksu WIG za lata 1997–2022 została przeprowadzona za pomocą procedury CENSUS X12 wraz z testami stabilności wahań sezonowych oraz obecności ruchomej sezonowości. Ocena związku pomiędzy siłą wahań sezonowych, mierzonych różnicą pomiędzy miesięcznymi ekstremalnymi odchyleniami sezonowymi w danym roku a udziałem inwestorów indywidualnych w ogólnej liczbie transakcji dokonywanych na rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie została wykonana przy użyciu współczynnika korelacji liniowej Pearsona oraz testu przyczynowości Grangera.

Wyniki badań. Zauważono pojawiające się okresy pojawiania się i zanikania wahań sezonowych na rynku akcji w Polsce. Jako wyjaśnienie tego zjawiska wskazano zmiany w strukturze inwestorów. Okresy, w których zjawisko sezonowości było bardziej intensywne pokrywały się ze zwiększoną aktywnością inwestorów indywidualnych. Zatem to nie opis anomalii okazywał się przyczyną do jej zanikania, ale jej pojawianie się i zanikanie było związane ze strukturą inwestorów, którzy wykazywali pewne stałe zachowania.

Słowa kluczowe: sezonowość, anomalia, inwestycje, stopa zwrotu, emocje.

JEL Class: G14, G41.

Zakończenie recenzji/ End of review: 12.02.2024

Przyjęto/Accepted: 21.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024

ROZWIĄZANIA PRORODZINNE W PODATKU OD DOCHODÓW OSOBISTYCH W POLSCE W KONTEKŚCIE WYZWAŃ DEMOGRAFICZNYCH

Katarzyna Lewkowicz-Grzegorzczuk*



<https://doi.org/10.18778/2391-6478.1.41.07>

FAMILY-FRIENDLY SOLUTIONS IN PERSONAL INCOME TAX IN POLAND IN THE CONTEXT OF MODERN DEMOGRAPHIC TREND

ABSTRACT

The purpose of the article. The aim of the article is to assess the importance of family-friendly solutions in PIT aimed at supporting families with children in Poland against the background of EU countries in the context of contemporary demographic challenges.

Research hypothesis. Income tax relief and exemptions are one of the most important tax instruments of family policy in Poland.

Methodology. A descriptive and comparative analysis method was used to achieve the research objective. Data from 2009–2021 on tax preferences and the number of taxpayers benefiting from them were mainly sourced from the MF and the CSO's BBGD. The results of a CBOS survey were also used to assess family support solutions in Poland.

Results of the research. Tax preferences, including child allowances, are one of the most common solutions reached by most EU countries to create conditions for improving fertility rates. Based on the analysis, it was concluded that the changes in the construction of the child tax allowance in Poland, in force since 2014, have made it a strong instrument of support, especially for families with many children and low income. The introduced changes increase the effectiveness of this preference as a redistribution tool and are at the same time assessed as more socially just. Although the modified allowance increased the amount of PIT refunds to families, it did not contribute at all to improving fertility rates, as did the benefits under the “Family 500+” programme. In 2021, the fertility rate (TFR) for Poland oscillated around the value of 1.33, i.e. at an extremely low level.

Keywords: tax allowances, tax, fertility, pro-family policy.

JEL Class: H24, H53, J11.

* Dr, Wydział Ekonomii i Finansów, Uniwersytet w Białymstoku, e-mail: k.grzegorzczuk@uwb.edu.pl, <https://orcid.org/0000-0002-9060-7812>

WPROWADZENIE

Problem niskiej dzietności w Polsce, dotyczący większości krajów UE, skłania do poszukiwania instrumentów, jakie można wykorzystać w ramach polityki prorodzinnej państwa, aby temu zapobiec. Przyjmuje się, że ich zakres jest z reguły bardzo szeroki i zmienia się w zależności od obowiązujących priorytetów polityki prorodzinnej. Niezależnie od tego rządzący mają najczęściej do wyboru dwie grupy instrumentów. Pierwsza z grup to instrumenty fiskalne, które obejmują transfery socjalne (zasiłki rodzinne, pielęgnacyjne, macierzyńskie) oraz ulgi podatkowe, podczas gdy druga grupa to instrumenty prawne, takie jak rozwiązania prawa pracy i prawa ubezpieczeń społecznych, prawa administracyjnego, prawa konstytucyjnego czy też prawa rodzinnego.

W niniejszym artykule skupiono się na prorodzinnych instrumentach pośredniego wsparcia fiskalnego w Polsce. Wsparcie rodzin z dziećmi za pośrednictwem ulg i zwolnień podatkowych stanowi jeden z ważniejszych elementów polityki rodzinnej państwa. Warunkiem skuteczności przyjętych rozwiązań w konstrukcji podatku dochodowego jest ich zgodność z przyjętymi celami polityki prorodzinnej.

W artykule poddano weryfikacji hipotezę, że wsparcie rodzin z dziećmi za pośrednictwem ulg i zwolnień stanowi jeden z ważniejszych podatkowych instrumentów polityki rodzinnej w Polsce. Założono przy tym, że prorodzinne rozwiązania zawarte w ustawie o podatku dochodowym od osób fizycznych, powinny realizować nie tylko funkcję redystrybucyjną, lecz również stymulacyjną, a więc zachęcać do powiększania rodziny.

Celem badania jest ocena znaczenia prorodzinnych rozwiązań w zakresie konstrukcji podatku od dochodów osobistych w Polsce na tle krajów UE, w kontekście współczesnych wyzwań demograficznych. Okres badawczy obejmuje lata 2009–2021. Do realizacji celu badawczego wykorzystano metodę analizy opisowej i porównawczej, w tym także krytyczną analizę aktów prawnych.

1. PRZYCZYNY KRYZYSU DEMOGRAFICZNEGO

Podejmując problem kryzysu demograficznego w Polsce, warto przyjrzeć się temu procesowi z szerszej perspektywy, tj. na tle innych rozwiniętych państw Europy i świata. Obniżenie współczynnika dzietności jest problemem globalnym, który dotyka większość państw wysokorozwiniętych. Według danych Banku Światowego współczynnik dzietności od lat 60. XX wieku systematycznie maleje (www.1). Jeszcze w 1960 r. liczba dzieci przypadająca na kobietę wynosiła 5, w 1980 r. – 3,7, w 2000 r. – 2,7, podczas gdy w 2020 r. – 2,4. Polska należy do państw o dzietności poniżej średniej w Europie. W 2021 r. współczynnik dzietności TFR osiągnął tu wartość 1,33 dziecka na kobietę. Wiele państw UE boryka się

z podobnymi wyzwaniami. Dzietność we Włoszech, Hiszpanii, Finlandii, Grecji czy Portugalii jest jeszcze niższa (*Strategia Demograficzna 2040*, 2022). Żadnemu państwu członkowskiemu UE nie udało się osiągnąć współczynnika dzietności zapewniającego zastępowalność pokoleń na poziomie 2,11. Najwyższe wartości wskaźnik ten osiągnął we Francji (1,84), Czechach (1,83) oraz Rumunii (1,81). Na drugim biegunie znalazła się Malta ze współczynnikiem dzietności wynoszącym w 2021 r. zaledwie 1,13. Tylko nieznacznie większe wskaźniki zanotowano w Hiszpanii (1,19) oraz we Włoszech (1,25) (www.3).

O tym, że kryzys demograficzny w Polsce jest niezwykle poważnym problemem świadczą najnowsze prognozy demograficznej GUS, które opublikowano w sierpniu 2023 r. Według tych prognoz ludność w Polsce obniży się do 30,4 mln w 2060 r. Oznacza to, że w ciągu następnych sześciu dekad liczba obywateli zmniejszy się prawie o 10 mln, a w liczbach względnych o ponad 25 proc. (*Prognoza ludności na lata 2023–2060*, 2023). Mając to na uwadze, warto zastanowić się nad przyczynami coraz niższej dzietności w Polsce.

Jak słusznie zauważa Dorota Kornas-Biela, wartość współczynnika dzietności obniżyła się wskutek gwałtownych przemian społeczno-kulturowych, jakie miały miejsce w drugiej połowie XX w. i trwają aż do chwili obecnej (Kornas-Biela, 2023: 72). Kultura globalna stawia przede wszystkim na konsumpcję i indywidualizację, które nie sprzyjają posiadaniu dzieci. W Polsce to zjawisko było dodatkowo pogłębione przez 30 lat transformacji ustrojowej, kulturowej i społecznej. Lata 90. wraz z wprowadzaniem licznych szokowych reform gospodarczych doprowadziły do potężnego bezrobocia i zapaści rozwojowej całych regionów Polski. Ich bezpośrednią konsekwencją było m.in. znaczne zmniejszenie poczucia stabilizacji i bezpieczeństwa setek tysięcy polskich rodzin i par. Wzrost bezrobocia doprowadził do masowych migracji, co przełożyło się na osłabienie więzi rodzinnych i niejednokrotnie rozpadu rodzin, nie wspominając o utracie wielu młodych ludzi, którzy mogliby zostać w Polsce rodzicami. Od 30 lat rośnie również liczba rozwodów, a co bardziej niepokojące, wzrasta społeczne przyzwolenie na nie. Obecnie na studia trafia pierwsze pokolenie wychowywane często w rodzinach monoparentalnych lub patchworkowych. Zmniejsza się powszechność małżeństwa. Widoczny jest też wyraźny brak męskich wzorców, przez co mamy dużo słabsze więzi rodzinne oraz dużo więcej niepełnych rodzin (Socha, 2021). Należy równocześnie podkreślić, że zaobserwowane powyżej trendy społeczne nie stanowią wyłącznie specyfiki polskiej, bowiem mają zdecydowanie charakter globalny.

Szczególnie istotną kwestią przy powiększaniu rodziny jest stabilizacja finansowa. Niepewność związana z zatrudnieniem i kwestiami ekonomicznymi może sprzyjać procesowi zapaści demograficznej. Wśród przyczyn malejącego

¹ Przyjmuje się, że całkowity współczynnik dzietności na poziomie 2,1 gwarantuje zastępowalność pokoleń.

współczynnika dzietności w Polsce wymienia się m.in. dużą liczbę emigracji młodych ludzi, którzy za granicą poszukują lepszych warunków życia. Kolejną kwestią wartą zaznaczenia jest niska jakość opieki zdrowotnej i środowiska, które wpływają negatywnie na stan zdrowotny społeczeństwa (www.2). Oprócz tego niezwykle istotnym czynnikiem determinującym niski poziom dzietności w Polsce pozostaje pandemia COVID-19 wraz ze wszelkimi jej implikacjami. Zapaść w systemie ochrony zdrowia, utrudniony dostęp do placówek opieki zdrowotnej i opiekuńczo-wychowawczych, a przede wszystkim pogorszenie sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych i obawy o przyszłość nie zachęcały do powiększania rodziny w czasie pandemii.

Niskie współczynniki dzietności i postępujący proces starzenia populacji w Polsce wzbudza niepokój (*Sytuacja demograficzna Polski do 2021 r.*, 2022). Bez wątpienia, procesy te wywołują negatywne konsekwencje dla gospodarki i społeczeństwa, gdyż wpływają na obniżenie wzrostu gospodarczego, wartość i strukturę dochodów i wydatków budżetu centralnego i budżetów JST, rynek pracy oraz zdolności państw i JST do dostarczania usług publicznych, szczególnie w zakresie zabezpieczenia emerytalnego osób starszych. Stąd zdaniem autorki, aby zapobiec negatywnym skutkom kryzysu demograficznego, potrzebne są innowacyjne rozwiązania w polityce prorodzinnej, w tym zwłaszcza w systemie podatkowym (Kornas-Biela, 2023: 72).

2. INSTRUMENTY POLITYKI PRORODZINNEJ

Polityka prorodzinna to całokształt norm prawnych, działań i środków, które są uruchamiane w celu stworzenia odpowiednich warunków dla powstawania, rozwoju i funkcjonowania rodziny, uznawanej za podstawową instytucję społeczną (Durasiewicz, 2017: 62). Często używane w dyskusjach publicznych określenie „polityka prorodzinna” – oceniające działania państwa na rzecz rodziny – odnosi się zazwyczaj do konkretnych instrumentów polityki rodzinnej, którymi są różnego rodzaju świadczenia pieniężne, rzeczowe i usługi. Natomiast zdecydowanie rzadziej politykę prorodziną ocenia się z perspektywy stawianych przed nią długookresowych celów (Balcerzak-Paradowska, 2015: 2).

Podobnie jak pojęcie, tak i cele polityki prorodzinnej są interpretowane rozmaicie, choć pozostają ze sobą spójne. Podstawowym celem polityki prorodzinnej jest tworzenie ogólnych warunków do powstania, rozwoju i zaspokajanie bytowych i kulturalnych potrzeb rodziny, optymalnych warunków kształcenia i wychowania młodego pokolenia oraz równości ich startu życiowego i zawodowego. Działania ukierunkowane na realizacji celów polityki prorodzinnej mieszczą się nie tylko w ramach polityki ukierunkowanej bezpośrednio na rodzinę, gdyż pośrednio związane są z innymi politykami publicznymi: polityką rynku pracy,

polityką dochodową, czy mieszkaniową itp. (Balcerzak-Paradowska, 2018: 80). Spośród celów polityk wspierających rodziny można wymienić: ograniczenie ubóstwa i utrzymanie dochodów, bezpośrednią rekompensatę kosztów ekonomicznych dzieci, wspieranie zatrudnienia – zwłaszcza wśród matek, poprawę równości płci, wspieranie wczesnego rozwoju dzieci, czy zwiększenie liczby urodzeń (Thévenon, 2011: 58–60).

W zakresie realizacji celów polityki prorodzinnej warto zauważyć, że instrumenty ich realizacji są zazwyczaj ze sobą powiązane. Instrumentem poprawiającym zdolność finansową rodzin z dziećmi może być zarówno polityka podatkowa, jak i transfery, a także poprawa zdolności zarobkowych przez odpowiednie kształtowanie rynku pracy oraz edukację. Instrumenty te w różnicowany sposób oddziałują na różne grupy rodziców, a z perspektywy całej populacji są częściowo substytucyjne (*Strategia Demograficzna 2040*, 2022).

Do najważniejszych instrumentów polityki prorodzinnej można zaliczyć (Skawińska, 2012: 132–133):

- instrumenty ekonomiczne – świadczenia rodzinne, które wypełniają następujące funkcje: dochodową, kompensacyjną, redystrybucyjną, egalitarną i stymulującą oraz wsparcie poprzez system podatkowy. Natomiast ulgom i zwolnieniom w konstrukcji podatku dochodowego można przypisać przede wszystkim funkcję redystrybucyjną i stymulacyjną (bodźcową);

- instrumenty prawne – dotyczą unormowań w licznych działach prawa; szczególne znaczenie mają liczne rozwiązania prawa pracy i prawa ubezpieczeń społecznych, liczne ustawy z zakresu prawa administracyjnego. W Polsce prawo jest podstawowym instrumentem regulowania stosunków społecznych, gospodarczych i politycznych. Na państwie spoczywa bowiem obowiązek budowania porządku prawnego, który urzeczywistniłby uprawnienia socjalne obywateli.

Rodzaj i charakter instrumentów polityki prorodzinnej zależą od tego, czy mamy do czynienia z polityką bezpośrednią czy pośrednią, a także od celu tej polityki. Instrumentem bezpośredniego wsparcia są różnego rodzaju świadczenia pieniężne kierowane do rodzin z dziećmi (Szczudlińska-Kanoś, 2019: 24). Jako instrument polityki prorodzinnej wykorzystywany jest również podatek od dochodów osobistych, który w tym przypadku pełni funkcje (Skawińska, 2012: 132–133):

- redystrybucyjną – poprzez progresywne opodatkowanie dochodów osobistych odbywa się redystrybucja dochodu od bogatych do biednych, zwłaszcza rodzin wielodzietnych,

- stymulacyjną – poprzez zastosowanie ulg i odliczeń związanych m.in. z wychowaniem i kształceniem dzieci.

3. ROZWIĄZANIA PRORODZINNE W KONSTRUKCJI PIT W POLSCE

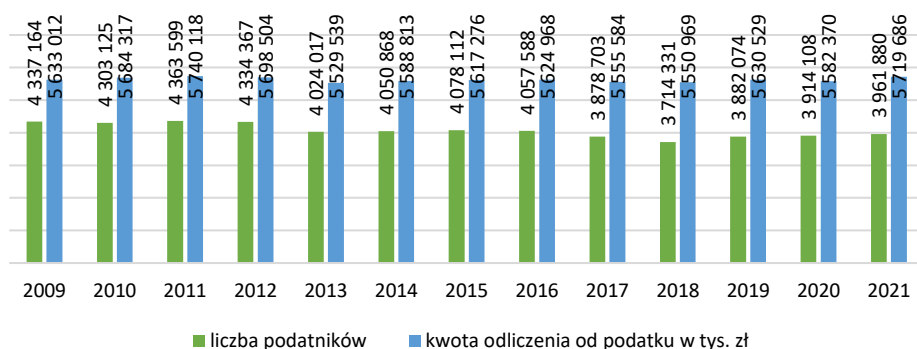
W konstrukcji podatku dochodowego od osób fizycznych w Polsce występują rozwiązania wspomagające politykę prorodziną państwa. Do najistotniejszych w tym zakresie instrumentów zaliczamy ulgę na dzieci, możliwość łącznego opodatkowania dochodów małżonków i osób samotnie wychowujących dzieci oraz zwolnienia przedmiotowe obejmujące różnego rodzaju świadczenia i zasiłki rodzinne.

Ulgą na wychowywanie dzieci została wprowadzona w 2007 r. na mocy artykułu 27f updof (Ustawa z dnia 26 lipca 1991 r.). Od października 2007 roku była to ulga odliczana od podatku, a jej wysokość stanowiła roczną dwukrotność kwoty zmniejszającej podatek, tj. $2 \times 556,02 \text{ zł}$, czyli 1112,04 zł na każde dziecko (Ustawa z dnia 26 lipca 1991 r.). Aktualnie prawo do skorzystania z tej ulgi przysługuje podatnikom, którzy wykonują władzę rodzicielską, a więc są opiekunami prawnymi, jeżeli dziecko z nimi zamieszkiwało lub sprawowali opiekę jako rodzina zastępcza na podstawie orzeczenia sądu lub umowy zawartej ze starostą.

Od 2009 r. po raz pierwszy zmienił się sposób rozliczania ulgi prorodzinnej. Limit był ustalany proporcjonalnie do liczby miesięcy, w trakcie których podatnik wychowywał dziecko. Zdecydowaną zaletą wprowadzonych wówczas rozwiązań było to, że ulgę rozszerzono na opiekunów prawnych i rodziny zastępcze. Obie te zmiany w połączeniu dawały gwarancję, że jeśli w praktyce zdarzy się sytuacja, w której przez jedną część roku dzieckiem opiekują się rodzice, a przez drugą część rodzina zastępcza, to nie pojawi się ryzyko, iż jedno dziecko wykreuje podwójną ulgę.

Zwraca się uwagę, że obowiązująca w latach 2007–2012 ulga na dzieci nie była w żaden sposób powiązana z dochodem rodziny ani też liczbą posiadanych dzieci. Dlatego, od 1 stycznia 2013 r. ustawodawca wprowadza dwie istotne zmiany w zasadach przyznawania i wysokości ulgi na dziecko. Nadal z ulgi mogą korzystać podatnicy podatku dochodowego od osób fizycznych uzyskujący dochody opodatkowane według skali podatkowej. Aczkolwiek rodzice wychowujący w roku tylko jedno dziecko skorzystają z odliczenia, o ile ich roczne dochody nie przekroczą kryterium dochodowego, wynoszącego 112 tys. zł. Nie pozostający w związku małżeńskim – mogą korzystać z ulgi na dzieci, jeżeli ich roczny dochód do opodatkowania nie przekroczy 56 tys. zł rocznie. Oprócz limitu dochodów, zwiększono równocześnie kwotę ulgi na dziecko trzecie o 50% kwoty przysługującej na dziecko pierwsze i aż o 100% w przypadku czwartego i kolejnego dziecka. W wyniku tych zmian, w 2013 r. w porównaniu do 2012 r., z ulgi skorzystało o ponad 310 tys. mniej podatników (Ministerstwo Finansów, 2013 i 2014).

Jednak za zdecydowanie najbardziej korzystną zmianę należy uznać fakt, że w rozliczeniu za 2014 r. możliwe stało się wykorzystanie ulgi na dzieci w jej pełnej wysokości. Było to rozwiązanie szczególnie kierowane do rodzin o niskich dochodach oraz rodzin wielodzietnych. Jeżeli podatnikowi zabrakło podatku do odliczenia pełnej kwoty przysługującej ulgi, to podatnik miał prawo do zwrotu tej nieodliczonej kwoty ulgi. Kwota, o której zwrot podatnik mógł się ubiegać nie mogła przekroczyć sumy składek na ubezpieczenie społeczne i zdrowotne (a od 2022 r. tylko składek społecznych) zapłaconych w roku podatkowym i podlegającym odliczeniu w zeznaniu rocznym. Takie rozwiązania miały na celu zrównanie sytuacji podatników wychowujących dzieci z sytuacją tych podatników, którzy ze względu na zbyt niski dochód i w konsekwencji niski podatek nie mieli możliwości wykorzystać przysługujących im odliczeń. Ponadto, w założeniu uzależnienie możliwości otrzymania dodatkowej kwoty niewykorzystanej ulgi na dzieci od kwoty zapłaconych składek na ubezpieczenie społeczne i zdrowotne miało zdaniem ustawodawcy motywować do podejmowania pracy i wchodzenia do powszechnego systemu ubezpieczeniowego. I tak, nowy mechanizm pozwalający zwiększyć poziom wykorzystania kwoty ulgi na dzieci sprawił, że kwota dodatkowej dopłaty do ulgi ze składek wyniosła w 2014 r. prawie 1,42 mld zł (Ministerstwo Finansów, 2015).



Wykres 1. Liczba podatników korzystających z ulgi na dzieci i kwota odliczenia od podatku (w tys. zł) w latach 2009–2021

Źródło: opracowanie własne na podstawie baz danych Ministerstwa Finansów Departamentu Podatków Dochodowych.

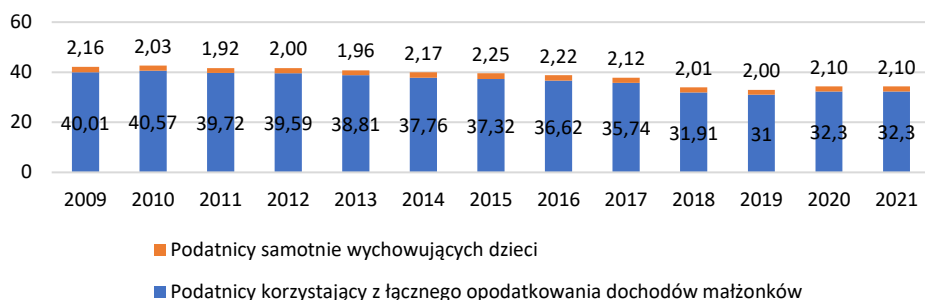
Omówione powyżej zmiany w konstrukcji ulgi na dziecko należy skonfrontować z liczbą podatników i kwotą odliczeń ulgi na dziecko w latach 2009–2021. Z danych przedstawionych na wykresie 1 wynika, że z ulgi prorodzinnej w latach 2009–2021 skorzystało rocznie średnio ponad 4 mln podatników. Według danych

MF z ulgi prorodzinnej korzystali głównie ci podatnicy, którzy wykazali dochody w I progu skali podatkowej. Natomiast podatnicy z drugiego przedziału skali podatkowej objęci stawką 32% – tylko w latach 2009–2012 – stanowili średnio 3,7% ogółu beneficjentów, przy czym w 2013 r., na skutek wprowadzonych zmian w konstrukcji ulgi, odsetek ten spadł o 1,52 p.p. w porównaniu do roku poprzedniego. Pomimo wprowadzenia korzystnych rozwiązań w konstrukcji ulgi na dziecko, wystąpił zaledwie nieznaczny wzrost odliczeń z tego tytułu z 5,55 mld zł w 2013 roku do 5,71 mld zł w 2021 r.

Kolejnym rozwiązaniem prorodzinnym w podatku dochodowym PIT jest możliwość wspólnego rozliczenia z małżonkiem lub małoletnim dzieckiem. Preferencja ta obejmuje jedynie dochody opodatkowane skalą podatkową. W świetle obecnych przepisów wspólne rozliczenie PIT jest możliwe w przypadku osób, które były małżonkami przez cały rok podatkowy lub zawarły związek małżeński w trakcie trwania tego roku i do jego zakończenia nie wzięli rozwodu lub separacji. Wcześniej warunkiem skorzystania z tej preferencji było pozostawanie w związku małżeńskim przez cały rok podatkowy. Natomiast wspólne rozliczenie z małoletnim dzieckiem dotyczy podatników wychowujących dziecko małoletnie, pełnoletnie osiągające zasiłek rodzinny lub rentę socjalną, bądź pełnoletnie do 25. roku życia uczące się w szkole.

Zgodnie z art. 6 ust. 2 ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych w przypadku wspólnego rozliczenia małżonków opodatkowaniu podlega suma ich dochodów, po dokonaniu przez każdego z nich odliczeń od podstawy opodatkowania. Sumę łącznych dochodów dzieli się na pół i od tej kwoty oblicza się podatek mnożony przez dwa. Ten sposób opodatkowania jest szczególnie korzystny, wówczas gdy między małżonkami występuje dysproporcja dochodów bądź gdy dochód uzyskuje tylko jeden z nich. W pozostałych przypadkach złożenie łącznego zeznania będzie na ogół podatkowo neutralne. Z przedstawionej preferencji nie mogą również skorzystać – podobnie jak w przypadku ulgi na dziecko – podatnicy opodatkowani podatkiem liniowym.

Warto podkreślić, że od 2022 r. wspólne rozliczenie PIT jest możliwe w przypadku tych osób, którzy byli nie tylko małżonkami przez cały rok podatkowy i nie pozostawali w separacji, lecz zawarli związek małżeński w trakcie trwania roku podatkowego. Jednak nadal beneficjentami tej preferencji nie mogą być podatnicy zryczałtowanego podatku dochodowego, podatku liniowego czy opodatkowanie na karcie podatkowej. Wyjątek stanowi działalność gospodarcza, w której w danym roku nie wykazano przychodów i kosztów oraz nie wystąpiły zobowiązania lub uprawnienia do zwiększenia lub pomniejszenia podstawy opodatkowania i nie wystąpiły zobowiązania lub uprawnienia do dokonywania innych doliczeń lub odliczeń.



Wykres 2. Liczba podatników korzystających ze wspólnego opodatkowania oraz liczba podatników samotnie wychowujących dzieci w latach 2009–2021 (jako % ogólnej liczby podatników opodatkowujących dochody przy zastosowaniu skali podatkowej)

Źródło: opracowanie własne na podstawie baz danych Ministerstwa Finansów Departamentu Podatków Dochodowych.

Z danych z wykresu 2 wynika, że z możliwości łącznego opodatkowania dochodów małżonków skorzystało w rozliczeniu za 2021 r. 8,1 mln podatników rozliczających się na zasadach ogólnych, tj. 32,3% ogólnej liczby podatników opodatkowujących dochody przy zastosowaniu skali podatkowej (ok. 25 mln). Liczba ta była niższa o 1 765 tys. podatników (18%) w porównaniu do rozliczenia za 2009 r. Za spadek liczby podatników korzystających z tej preferencji podatkowej odpowiada m.in. wzrost liczby rozwodów oraz mniejsza liczba zawieranych małżeństw. Według GUS w końcu 2021 r. w Polsce istniało 8 mln 759 tys. małżeństw, tj. o ponad 100 tys. mniej niż rok wcześniej.

Dane MF pokazują jednocześnie, że z preferencyjnego opodatkowania dochodów przysługującego osobom samotnie wychowującym dzieci w 2021 r. skorzystało 533 981 podatników, tj. 2,1% ogólnej liczby podatników opodatkowujących dochody przy zastosowaniu skali podatkowej (25 217 075). W porównaniu do rozliczenia za 2009 r., liczba ta była nieznacznie niższa o 152 (o 0,03%). Spadek liczby podatników korzystających ze wspólnego opodatkowania z małoletnim dzieckiem można wiązać m.in. z doprecyzowaniem przez ustawodawcę pojęcia „osoby samotnie wychowującej dziecko”, co nastąpiło od 1 stycznia 2009 r. oraz ze zwiększeniem kontroli organów podatkowych jako skutek korzystania z tej preferencji przez osoby nieuprawnione.

Za pozytywny należy uznać fakt, że w 2022 r. ponownie przywrócono możliwość preferencyjnego rozliczenia dochodów osób samotnie wychowujących dzieci, polegającego na obliczeniu podatku w podwójnej wysokości podatku obliczonego od połowy dochodów osoby samotnie wychowującej dzieci. Rozwiąza-

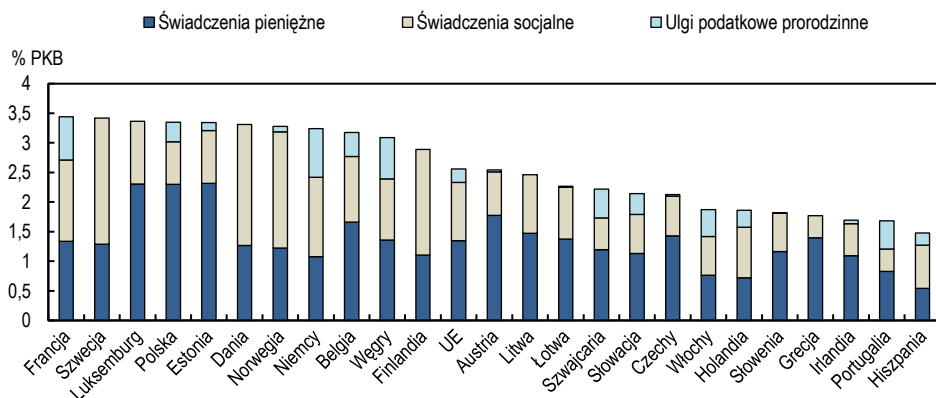
nie to zastępuje wprowadzoną 1 stycznia 2022 r. tzw. ulgę 1500. Co więcej, podwyższono limit dochodu pełnoletniego (do 25. roku życia), uczącego się dziecka, warunkujący możliwość skorzystania przez rodzica lub opiekuna prawnego z preferencyjnego opodatkowania dochodów osób samotnie wychowujących dzieci. W stosunku do 2021 r. kwota ta wzrosła z 3089 zł do 12-krotności kwoty renty socjalnej z grudnia roku podatkowego tj. do 16 061,28 zł. Zrezygnowano również z doliczania rent małoletnich dzieci, w tym rent rodzinnych, do dochodów rodziców. Oznacza to, że świadczenia te będą korzystały z odrębnej kwoty wolnej od podatku wynoszącej 30 tys. zł. Ponadto, renty małoletnich dzieci nie będą podlegały składce zdrowotnej. Osoba samotnie wychowująca dziecko ani dziecko – podobnie jak małżonkowie – nie mogą osiągać przychodów opodatkowanych podatkiem liniowym, kartą podatkową lub ryczałtem, chyba że jest to najem prywatny.

Kolejnym instrumentem wsparcia rodzin są zwolnienia przedmiotowe. Katalog tych zwolnień znajduje się w art. 21 updof. Wśród zwolnień kierowanych do rodzin z dziećmi należy wymienić takie jak: świadczenia rodzinne, dodatki rodzinne i pielęgnacyjne, zasiłki dla opiekunów, świadczenia pieniężne otrzymane w przypadku bezskuteczności egzekucji alimentów, zasiłki porodowe, świadczenie wychowawcze, zasiłek macierzyński, rodzinny kapitał opiekuńczy, dofinansowanie obniżenia opłaty rodzica za pobyt dziecka w żłobku, klubie dziecięcym lub u dziennego opiekuna, świadczenia z pomocy społecznej oraz alimenty.

Od 1 stycznia 2022 r. obowiązują również nowe zwolnienia przedmiotowe, określane potocznie jako ulga 4+, czyli preferencja podatkowa dla rodzin wychowujących co najmniej czworo dzieci. Zgodnie z artykułem 21 updof pkt. 153, przychody podatników wychowujących co najmniej czworo dzieci są zwolnione z podatku dochodowego do kwoty 85 528 zł. Dotyczy to przychodów z pracy na etacie (umowa o pracę, stosunek służbowy, praca nakładcza, spółdzielczy stosunek pracy), umowy zlecenie, z działalności gospodarczej opodatkowanej według skali podatkowej, podatkiem liniowym 19%, 5% stawką (tzw. ulga IP Box) oraz ryczałtem od przychodów ewidencjonowanych (niezależnie od stawki podatku) lub z zasiłku macierzyńskiego. Ponadto, art. 21 updof ust.1 pkt. 8c wprowadza kolejne zwolnienie z PIT Rodzinnego Kapitału Opiekuńczego (RKO). Z przepisów ustawy o rodzinnym kapitale opiekuńczym (Ustawa z dnia 17 listopada 2021 r.) wynika, że kapitał ten przysługuje matce lub ojcu drugiego lub kolejnego dziecka między 12. a 36. miesiącem życia dziecka w kwocie 12 tys. zł. W przypadku RKO nie ma kryterium dochodowego. Poza tym, od kwietnia 2022 r. na mocy art. 21 updof ust.1 pkt. 8d wolne od podatku jest też dofinansowanie obniżenia opłaty rodzica za pobyt dziecka w żłobku, klubie dziecięcym lub u dziennego opiekuna w kwocie 400 zł, o którym mowa w art. 64c ust. 1 ustawy o opiece nad dziećmi w wieku do lat 3 (Ustawa z dnia 4 lutego 2011 r.).

4. FISKALNE ROZWIĄZANIA PRORODZINNE. POLSKA A KRAJE UE

Systemy wsparcia fiskalnego dla rodzin z dziećmi różnią się od siebie w krajach członkowskich UE. W wielu krajach UE rodziny mogą liczyć zarówno na bezpośrednią pomoc finansową w postaci zasiłków rodzinnych, jak i skorzystać z ulg podatkowych na dzieci, czy możliwości odliczenia od dochodu wydatków związanych z opieką nad dzieckiem lub edukacją. O znaczeniu fiskalnego wsparcia rodzin w UE świadczy zarówno wartość przeznaczanej na ten cel pomocy publicznej ogółem w relacji do PKB, jak i jej struktura, którą przedstawiono na wykresie 3².



Wykres 3. Wydatki publiczne adresowane do rodzin według typu wydatków, w % PKB, 2019 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazych danych OECD (www.oecd.org).

Według danych przedstawionych na wykresie 3, w 2019 r. największe wsparcie rodzin z dziećmi ogółem wystąpiło we Francji (3,44% PKB), Szwecji (3,42% PKB), Luksemburgu (3,36% PKB), podczas gdy najmniejsze w Hiszpanii (1,48% PKB), Portugalii (1,68% PKB) i Irlandii (1,7% PKB). Polska z wynikiem 3,35% PKB, przy średniej unijnej na poziomie 2,56% PKB, uplasowała się na czwartym miejscu pod względem wielkości wsparcia fiskalnego rodzin z dziećmi.

Najwyższy przeciętny poziom wydatków w formie świadczeń pieniężnych zaobserwowano w krajach takich jak: Estonia (2,32% PKB), Luksemburg (2,3% PKB), Polska (2,3% PKB) czy Austria (1,77% PKB). Natomiast najmniej na świadczenia rodzinne przeznaczała Hiszpania (0,54% PKB), Włochy (0,76% PKB) oraz Portugalia (0,83%). Warto zaznaczyć, że stosunkowo duże wsparcie

² Dane pochodzą z bazy Family Database. Najnowsze, które zostały opublikowane w 2023 r. dla krajów UE, będących członkami OECD, pochodzą z 2019 r.

w formie świadczeń socjalnych występowało również w krajach skandynawskich, Szwecji (2,13% PKB), Danii (2,04% PKB) czy Finlandii (1,78% PKB). Z kolei największe wsparcie rodzinom poprzez ulgi podatkowe (tzw. *social tax expenditures*) zapewniają: Niemcy (0,82% PKB), Francja (0,73% PKB), Szwajcaria (0,49% PKB) i Portugalia (0,47% PKB). W krajach skandynawskich: Szwecji, Danii czy Finlandii w ogóle nie stosuje się ulg i odliczeń prorodzinnych. W Polsce wartość ulg prorodzinnych stanowiła 0,33% PKB.

Na podkreślenie zasługuje fakt, że wyróżnikiem systemu francuskiego, niemieckiego czy włoskiego są ulgi prorodzinne związane z posiadaniem dzieci (Wildowicz-Szumarska, 2021: 262). Jednocześnie warto odnotować, że wspólne rozliczanie z małżonkiem (a w określonych przypadkach również z dzieckiem), to preferencja podatkowa obecna nie tylko w Polsce, lecz w innych krajach UE takich jak: Belgia, Estonia, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Luksemburg, Malta, Niemcy, Portugalia, czy Włochy (Wyrzykowski i Kasprzak, 2016: 29). Analizując preferencje podatkowe w krajach o wyższej niż w Polsce dzietności – jak na przykład Francja – należy wskazać też na inne rozwiązania prorodzinne w konstrukcji PIT, które nie występują w polskim systemie podatkowym. Wśród nich można wymienić system ilorazu rodzinnego (Francja, Portugalia) czy możliwość odliczenia od dochodu wydatków ponoszonych na opiekę nad dzieckiem i ich kształceniem (Niemcy, Belgia, Estonia).

Oprócz różnych form wsparcia fiskalnego rodziny, niezwykle istotnym elementem – łączącym kraje UE – w realizacji zadań z zakresu polityki rodzinnej jest także wspieranie przez państwo rozwoju placówek opiekuńczo-wychowawczych dla dzieci. Rozwój instytucjonalnych form opieki jest podyktowany przede wszystkim potrzebą aktywizacji zawodowej kobiet (Zajkowska, 2020: 97). Do krajów UE, które mogą poszczycić się wysokim wskaźnikiem objęcia najmłodszych dzieci do lat 3 opieką instytucjonalną, należą m.in. kraje skandynawskie, a w Danii odsetek ten wynosi aż 70%. Podobnie w Holandii, Luksemburgu, Portugalii czy Francji co najmniej 50% najmłodszych dzieci uczęszcza do placówek opiekuńczych lub placówek edukacyjnych (Szczudlińska-Kanoś, 2019: 39). Natomiast w Polsce wskaźnik ten według danych GUS z 2021 wprowdziej wzrósł ponad 7-krotnie w porównaniu do 2010 r., lecz nadal nie przekracza poziomu 20% (www.5).

PODSUMOWANIE

Z przeprowadzonej analizy wynika, że rozwiązania prorodzinne w systemie podatkowym, takie jak: ulga na dziecko czy wspólne opodatkowanie z małżonkiem lub osoby samotnej z małoletnim dzieckiem, są jednymi z ważniejszych podatkowych instrumentów polityki prorodzinnej w Polsce. Pomimo tego, porównując

wartość i strukturę wsparcia fiskalne rodzin w Polsce, stwierdzono dominację bezpośredniego wsparcia fiskalnego, tj. świadczeń pieniężnych. Tendencja ta występuje w większości krajów UE. Wyjątek stanowią kraje skandynawskie, które w ogóle nie stosują pośrednich form wsparcia fiskalnego w postaci ulg i odliczeń prorodzinnych.

Za pozytywne – a zarazem zgodne z polityką prorodzinną – należy uznać zmiany w konstrukcji ulgi na wychowanie dziecka w Polsce, jakie miały miejsce w analizowanym okresie. Wprowadzenie kryterium dochodowego oraz obowiązującą od 2014 r. zmianę mechanizmu odliczania ulgi na dziecko trzeba ocenić pozytywnie. Dzięki tym zmianom beneficjentami ulgi na dziecko są w większym zakresie rodziny wielodzietne, w tym podatnicy o gorszej sytuacji materialnej i bardziej potrzebujący pomocy od państwa. Wyraźnym mankamentem istniejących rozwiązań jest fakt, że ustawa o podatku dochodowym od osób fizycznych nadal zezwala na korzystanie z tego przywileju jedynie podatnikom rozliczającym się według progresywnej skali podatkowej. Natomiast z ulgi na dziecko nie mogą skorzystać mali przedsiębiorcy płacący podatek dochodowy w formie zryczałtowanej, rozliczający się według ryczałtu ewidencjonowanego albo według karty podatkowej, ani również ci, którzy wybrali rozliczenie pozarolniczej działalności gospodarczej według 19% stawki liniowej.

Niezależnie od pozytywnej oceny zmian w rozwiązaniach prorodzinnych na gruncie podatku PIT, wprowadzenie ulgi podatkowej z tytułu wychowywania dzieci nie przyczyniło się do poprawy sytuacji demograficznej kraju. Podobnie realizowana od 1 kwietnia 2016 r. pomoc bezpośrednia państwa kierowana do rodzin wychowujących dzieci w ramach tzw. programu „Rodzina 500 plus” nie przyniosła dotychczas pożądanego efektu w postaci wzrostu wskaźników dzietności. Dodatkowo warto podkreślić, że świadczenie to jest niezwykle kosztowne dla budżetu państwa, gdyż od 2019 r. przysługuje na każde dziecko do 18 roku życia bez względu na dochód rodziny.

Mając na uwadze współczesne wyzwania demograficzne, z jakimi boryka się zarówno Polska, jak i inne kraje UE, nadal należy poszukiwać skutecznych instrumentów polityki prorodzinnej. Wydaje się, że oprócz zachęt podatkowych i wsparcia bezpośredniego w postaci transferów społecznych, pilnie potrzebne są również kompleksowe i spójne rozwiązania systemowe (instytucjonalne) dotyczące opieki nad dziećmi małoletnimi na wzór krajów skandynawskich. Kraje te stosują szeroki wachlarz świadczeń prorodzinnych, ułatwiających godzenie pracy zawodowej z obowiązkami rodzicielskimi.

BIBLIOGRAFIA

- Balcerzak-Paradowska, B. (2018). Fazy rozwoju rodziny a polityka rodzinna. W: J. Hryniewicz, J. Witkowski, A. Potrykowska, red., *Fazy rozwoju rodziny a polityka społeczna*. Warszawa: Rządowa Rada Ludnościowa.
- Balcerzak-Paradowska, B. (2015). Polityka rodzinna w Polsce – wyzwania, stan, ocean. *Ubezpieczenia Społeczne. Teoria i Praktyka*, 2(125), ss. 2–11.
- Durasiewicz, A. (2017). *W kierunku rozwoju polityki rodzinnej w Polsce*. Warszawa: Wyższa Szkoła Pedagogiczna im. Janusza Korczaka.
- Kornas-Biela, D. (2023). Kulturowo-społeczne uwarunkowania niskiej dzietności w Polsce. W: M. Witkowska, red., *Uwarunkowania dzietności*. Warszawa: Rządowa Rada Ludnościowa.
- Ministerstwo Finansów (2009–2021), *Informacje dotyczące rozliczenia podatku od dochodów osób fizycznych za lata 2009–2021*. Warszawa: Departament Podatków Dochodowych.
- Prognoza ludności na lata 2023–2060* (2023). Analizy statystyczne. Warszawa: GUS.
- Skawińska, M. (2012). Polityka rodzinna i edukacyjna – główny priorytet polityki społecznej państwa. *Kwartalnik Naukowy OAP UW „e-Politikon”*, 3, ss. 129–149.
- Socha, B. (2021). *Zapaść demograficzna, na którą „pracowaliśmy” od 30 lat, nie zniknie w pandemii i zamknięciu w domach*, www.wszystkoconajwazniejsze.pl [dostęp 25.08.2023].
- Strategia Demograficzna 2040* (2022). Załącznik do uchwały nr 224 Rady Ministrów z dnia 15 listopada 2022 r. M.P. poz. 1196.
- Sytuacja demograficzna Polski do 2021 r.* (2022). Analizy statystyczne. Warszawa: GUS.
- Szczudlińska-Kanoś, A. (2019). *Polska polityka rodzinna w okresie przemian. Kontekst krajowy i międzynarodowy*. Kraków: Instytut Spraw Publicznych UJ.
- Thévenon, O. (2011). Family Policies in OECD Countries: A Comparative Analysis. *Population and Development Review*, 37(1), ss. 57–87.
- Ustawa z dnia 17 listopada 2021 r. o rodzinnym kapitale opiekuńczym, Dz.U. 2021, poz. 2270.
- Ustawa z dnia 4 lutego 2011 r. o opiece nad dziećmi w wieku do lat 3, Dz.U. 2011, nr 45, poz. 235.
- Ustawa z dnia 26 lipca 1991 r. o podatku dochodowym od osób fizycznych, Dz.U. 2022, poz. 2647.
- Wildowicz-Szumarska, A. (2021). *Redystrybucja w kontekście nierówności dochodowych. Intencje, rozmiary i skutki*. Białystok: Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku.
- Wyrzykowski, W. i Kasprzak, P. (2016). Ulga podatkowa jako instrument realizacji pozafiskalnych funkcji podatków. *Zarządzanie Finansami i Rachunkowość*, 4(1), ss. 17–31.
- Zajkowska, O. (2020). Pieniężne instrumenty polityki rodzinnej a dzietność i aktywność zawodowa kobiet. *Studia Demograficzne*, 1(177), ss. 61–105.
- (www.1) www.data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN [dostęp 5.09.2023].
- (www.2) www.ocalsiebie.pl/blogs/entry/236-przyczyny-zapasci-demograficznej-w-polsce/ [dostęp 25.08.2023].
- (www.3) www.populationeurope.org/en/ [dostęp 5.09.2023].
- (www.4) www.oecd.org/els/family/database.htm#DATABASES [dostęp 20.12.2023].
- (www.5) <https://eurydice.eacea.ec.europa.eu/pl/national-education-systems/poland/dostepnosc-placowek> [dostęp 20.12.2023].

ROZWIĄZANIA PRORODZINNE W PODATKU OD DOCHODÓW OSOBISTYCH W POLSCE W KONTEKŚCIE WYZWAŃ DEMOGRAFICZNYCH

Cel artykułu. Celem artykułu jest ocena znaczenia rozwiązań prorodzinnych w PIT ukierunkowanych na wsparcie rodzin z dziećmi w Polsce na tle krajów UE w kontekście współczesnych wyzwań demograficznych.

Hipoteza badawcza. Ulgi i zwolnienia w podatku dochodowym są jednym z najważniejszych instrumentów podatkowych polityki rodzinnej w Polsce.

Metodologia badawcza. Do realizacji celu badawczego wykorzystano metodę analizy opisowej i porównawczej. Dane z lat 2009–2021 dotyczące preferencji podatkowych i liczby podatników z nich korzystających pochodziły głównie z MF i BBGD GUS. Do oceny rozwiązań w zakresie wsparcia rodzin w Polsce wykorzystano również wyniki badania CBOS.

Wyniki badań. Preferencje podatkowe, w tym ulgi na dzieci, są jednym z najczęstszych rozwiązań stosowanych przez większość krajów UE w celu tworzenia warunków do poprawy diety. Na podstawie przeprowadzonej analizy stwierdzono, że obowiązujące od 2014 r. zmiany w konstrukcji ulgi na dzieci w Polsce sprawiły, że stała się ona silnym instrumentem wsparcia, zwłaszcza dla rodzin wielodzietnych i o niskich dochodach. Wprowadzone zmiany zwiększają skuteczność tej preferencji jako narzędzia redystrybucji i są jednocześnie oceniane jako bardziej sprawiedliwe społecznie. Choć zmodyfikowana ulga zwiększyła wysokość zwrotów podatku PIT dla rodzin, to w ogóle nie przyczyniła się do poprawy diety, podobnie jak świadczenia z program „Rodzina 500+”. W 2021 r. współczynnik diety (TFR) dla Polski oscylował wokół wartości 1,33, czyli na skrajnie niskim poziomie.

Słowa kluczowe: ulgi podatkowe, podatek, dieta, polityka prorodzinna.

JEL Class: H24, H53, J11.

Zakończenie recenzji/ End of review: 12.02.2024

Przyjęto/Accepted: 21.03.2024

Opublikowano/Published: 28.03.2024