

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

Indeks 381306
e-ISSN 2543-8476
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROCZNIK / VOLUME 68

2023 | 1

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROCZNIK / VOLUME 68

2023 | 1 (740)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut – przewodniczący/chairman (Uniwersytet Szczeciński, Polska), Prof. Anthony Arundel (Maastricht University, Holandia), Eric Bartelsman, PhD, Assoc. Prof. (Vrije Universiteit Amsterdam, Holandia), prof. dr hab. Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki, Polska), prof. dr hab. Elżbieta Gołata (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska), Semen Matkovskyy, PhD, Assoc. Prof. (Ivan Franko National University of Lviv, Ukraina), prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa (Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Polska), prof. dr hab. Józef Oleński (Polskie Towarzystwo Statystyczne, Polska), prof. dr hab. Tomasz Panek (Szkola Główna Handlowa w Warszawie, Polska), Juan Manuel Rodríguez Poo, PhD, Assoc. Prof. (University of Cantabria, Hiszpania), Iveta Stankovičová, BEng, PhD, Assoc. Prof. (Comenius University in Bratislava, Słowacja), prof. dr hab. Marek Walesiak (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Polska), prof. dr hab. Józef Zegar (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska)

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh, Główny Urząd Statystyczny, Polska

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

Tudorel Andrei, PhD, Assoc. Prof. (Bucharest Academy of Economic Studies, Rumunia), mgr Renata Bielak (Główny Urząd Statystyczny, Polska), dr hab. Marek Cierpień-Wolan (Uniwersytet Rzeszowski, Polska), dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska), dr Jacek Kowalewski (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska), dr Jan Kubacki (Polskie Towarzystwo Statystyczne, Polska), dr Grażyna Marciniak (Główny Urząd Statystyczny, Polska), dr hab. Andrzej Młodak, prof. Akademii Kaliskiej (Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, Polska), dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Polska), Marek Rojček, BEng, PhD (University of Economics, Prague, Czechy), Anna Shostya, PhD, Assoc. Prof. (Pace University in New York, Stany Zjednoczone), dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Luniewska, prof. US (Uniwersytet Szczeciński, Polska), dr Wioletta Wrzaszcz (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska), dr inż. Agnieszka Zgierska (Główny Urząd Statystyczny, Polska)

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpień-Wolan

zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młodak

redaktorzy tematyczni / thematic editors: Małgorzata Tarczyńska-Luniewska, Agnieszka Zgierska

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt, Główny Urząd Statystyczny, Polska

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa
tel./phone +48 22 608 32 25, e-mail: redakcja.ws@stat.gov.pl

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Główny Urząd Statystyczny

Language editing: Scientific Journals Division, Statistics Poland

Redakcja techniczna, skład i łamanie, opracowanie materiałów graficznych, korekta: Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Macieja Adamowicza

Technical editing, typesetting, preparation of graphic materials, proofreading: Statistical Publishing Establishment – team supervised by Maciej Adamowicz



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound by:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, zws.stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na ws.stat.gov.pl
The primary version of the journal, issued in electronic form, is available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny and the authors, some rights reserved. CC BY-SA 4.0 licence



Indeks 381306

Informacje w sprawie sprzedaży czasopisma / Sales of the journal:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is available at RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Subscriptions can be ordered at
www.prenumerata.ruch.com.pl

SPIS TREŚCI
CONTENTS

Od redakcji	IV
From the editorial team	
Lista recenzentów oceniających artykuły w 2022 roku	VI
List of reviewers who refereed manuscripts in 2022	
Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Bartłomiej Lisicki	
Wpływ pandemii COVID-19 na ryzyko rynkowe akcji mierzone współczynnikiem beta The impact of the COVID-19 pandemic on the equity market risk measured by the beta coefficient	1
Karolina Bolesta	
Principal component analysis of older people registered as unemployed in public employment offices	23
Analiza głównych składowych populacji osób starszych zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy jako bezrobotni	
Małgorzata Ćwiek, Agnieszka Wałęga	
Wydatki na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi Health expenditure in households with disabled people	39
Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Dorota Kierska	
Nowości wydawnicze w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej	57
New publications in the Central Statistical Library resources	
Joanna Sadowy	
Wydawnictwa GUS. Grudzień 2022	61
Publications of Statistics Poland. December 2022	
Dla autorów	64
For the authors	
Działy „WS” – tematyka artykułów	75
WS sections – topics of the articles	

OD REDAKCJI

Wraz z życzeniami wszelkiej pomyślności w nowym roku oddajemy w Państwa ręce pierwszy numer czasopisma A.D. 2023. Znalazły się w nim trzy artykuły poświęcone badaniom, których wyniki mogą mieć szerokie zastosowanie – od inwestycji na giełdzie po politykę społeczną.

Dr Bartłomiej Lisicki w pracy *Wpływ pandemii COVID-19 na ryzyko rynkowe akcji mierzone współczynnikiem beta* dowodzi, że współczynnik beta (β) pozwala określić aktualny poziom ryzyka rynkowego akcji polskich emitentów w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych, a tym samym odpowiednio dostosować strategię w zakresie doboru aktywów do portfeli inwestorów. Autor porównuje wartości β akcji największych podmiotów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2020–2021 (podczas pandemii koronawirusa) oraz 2018–2019 (przed pandemią) oszacowane za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Wykazane różnice są istotne statystycznie we wszystkich analizowanych interwałach stóp zwrotu: dziennym, tygodniowym, dwutygodniowym i miesięcznym, co świadczy o wyższym poziomie systematycznego ryzyka dużych spółek, uznawanych dotychczas za bezpieczniejsze, w latach pandemicznych w porównaniu z okresem wcześniejszym. Przyczyną zaobserwowanych zmian mogła być gwałtowna ucieczka inwestorów, zwłaszcza w pierwszej połowie 2020 r., od wszystkich ryzykownych aktywów w obawie przed nieprzewidywalnymi skutkami pandemii.

W artykule *Principal component analysis of older people registered as unemployed in public employment offices* mgr Karolina Bolesta rozpatruje podobieństwa i różnice pomiędzy osobami urodzonymi w latach 1940–1965, które co najmniej raz były zarejestrowane jako bezrobotne, i poszukuje przyczyn ich dezaktywizacji zawodowej. Na podstawie danych z Centralnego Systemu Analityczno-Raportowego autorka przeprowadza analizę głównych składowych, posilając się kryterium Kaisera, i dokonuje rotacji varimax w celu uproszczenia relacji między zmiennymi. We wszystkich analizowanych grupach (emeryci, renciści, osoby w wieku emerytalnym, osoby pobierające świadczenie przedemerytalne oraz cała populacja) dostrzega jeden wspólny komponent – łączący wykształcenie i zawód wykonywany w ostatnim miejscu pracy. Istotne dla podjęcia decyzji o dezaktywizacji zawodowej są również stan zdrowia i sytuacja rodzinna. Otrzymane wyniki, wskazujące przewagę powodów ekonomicznych nad uwarunkowaniami prawnymi, mogą skłaniać do dalszych badań oceny skuteczności programów ukierunkowanych na potrzeby osób starszych.

Wydatki na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi to temat pracy dr Małgorzaty Ćwiek i dr Agnieszki Wałęgi. Przedstawiona w niej analiza opiera się na danych indywidualnych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych edycji 2009 i 2019. Przy użyciu modelu potęgowo-wykładniczego autorki identyfikują główne determinanty wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi: wiek, poziom dochodu, obecność w gospodarstwie osoby o znacznym stopniu niepełnosprawności i źródło utrzymania. Zwracają uwagę, że takie gospodarstwa mają do dyspozycji niższy dochód niż gospodarstwa bez osób niepełnosprawnych, a ponoszą większe wydatki na ochronę zdrowia. W sytuacji znacznego wzrostu cen żywności i energii, jaki nastąpił w 2022 r., można się spodziewać zmniejszenia wydatków na zdrowie, a w konsekwencji – pogorszenia się stanu zdrowia osób niepełnosprawnych i spadku (i tak już niskiego) poziomu ich aktywności ekonomicznej, co odbije się na ich sytuacji materialnej i może skutkować wykluczeniem społecznym. Zdaniem autorek zaspokajanie potrzeb zdrowotnych osób niepełnosprawnych powinno być priorytetem polityki społecznej w najbliższych latach.

Zachęcamy do zapoznania się nie tylko z artykułami, lecz także z omówieniem nowości wydawniczych GUS i nowych nabytków Centralnej Biblioteki Statystycznej oraz do sięgnięcia po polecane publikacje.

Życzymy miłej lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

Jointly with our best wishes for the New Year, we present to you the first issue of our journal in 2023. It features three articles devoted to research whose results may have a variety of applications – from stock market investments to social policy.

In his paper, *The impact of the COVID-19 pandemic on the equity market risk measured by the beta coefficient*, Bartłomiej Lisicki, PhD, argues that the beta (β) coefficient allows the determination of the current level of market risk of the shares of Polish issuers in times of unstable capital markets. This enables the proper adjustment of the strategies for selecting assets for investors' portfolios. The author compares the β values of shares of the largest entities listed on the Warsaw Stock Exchange in the years 2020–2021 (during the COVID-19 pandemic) and 2018–2019 (prior to the outbreak of the pandemic), estimated on the basis of the ordinary least squares method. The shown differences are statistically significant in all of the analysed intervals of rates of returns: daily, weekly, biweekly and monthly. The research indicated a higher level of systematic risk of large companies (previously considered as safe) in the pandemic years compared to the earlier period. The reason underlying the observed changes may have been the rapid outflow of investors, especially in the first half of 2020, from all risky assets due to the unpredictable effects of the pandemic.

In the article *Principal component analysis of older people registered as unemployed in public employment offices*, Karolina Bolesta, MSc, examines the similarities and differences among people born in the years 1940–1965, who have been at least once registered as unemployed, and investigates the reasons behind their professional deactivation. Using data from the Polish Central Analytical and Reporting System, the author conducts a principal component analysis, additionally using the Kaiser measure, and performs a varimax factor rotation in order to simplify the relationship between the variables. All of the analysed groups (pensioners, disability pensioners, people who reached retirement age, people receiving pre-retirement benefits and the total population) share one common component, linking education and occupation in the last place of work. An individual's health condition and family situation also proved important when deciding to deactivate professionally. The obtained results, showing the predominance of economic reasons over legal considerations, may lead to further research on the effectiveness of programmes designed to meet the needs of older people.

Health expenditure in households with disabled people is the subject of an article by Małgorzata Ćwiek, PhD, and Agnieszka Wałęga, PhD. The presented analysis is based on individual data from the 2009 and 2019 household budget surveys. Using a power-exponential model, the authors identify the main determinants of health expenditure in households with people with disabilities, i.e. age, level of income, the presence of a severely disabled person in the household and source of income. They note that such households have a lower disposable income than households without people with disabilities, while bearing higher healthcare costs. Considering the significant increase in food and energy prices in 2022, a reduction in health expenditure may be expected. As a result, a deterioration in the health of people with disabilities and a decrease in their (already low) level of economic activity is likely to take place, which may affect their material situation and lead to social exclusion. According to the authors, meeting the health-related needs of people with disabilities should be given priority in the social policy formulated in the coming years.

Apart from the articles presented above, we would like to encourage you to read about Statistics Poland's latest publications and the new arrivals of the Central Statistical Library.

We wish you pleasant reading.

LISTA RECENZENTÓW OCENIAJĄCYCH ARTYKUŁY W 2022 ROKU LIST OF REVIEWERS WHO REFEREED MANUSCRIPTS IN 2022

Składamy serdeczne podziękowania Recenzentom, którzy służyli nam swoją wiedzą i doświadczeniem i poświęcili cenny czas na ocenę jakości naukowej artykułów zgłoszonych do naszego czasopisma. W 2022 r. w tym gronie znaleźli się:

We would like to thank the following Reviewers, who in 2022 shared their expertise and knowledge with us and devoted their valuable time to assess the articles submitted for publication in our journal:

Elżbieta Adamowicz	Paweł Kliber	David Owen
Jerzy Auksztol	Karol Klimczak	Anna Pajor
Masrah Azrifah Azmi Murad	Ewa Kocot	Dorota Pekasiewicz
Bernard Baffour	Krzysztof Kompa	Fortunato Pesarin
Maria Balcerowicz-Szkutnik	Albert Kotowski	Michał Pietrzak
Paweł Baranowski	Barbara Kowalczyk	Walenty Pocza
Luca Barbaglia	Patrycja Kowalczyk-Rólczyńska	Jozef Polačko
Iwona Bąk	Ján Kozoň	Rafał Pudełko
Leszek Belzyt	Stanisław Krasowicz	Anna Sączewska-Piotrowska
Beata Bieszk-Stolorz	Dominik Krężolek	Eric Schulte Nordholt
Katarzyna Bilińska-Reformat	Leszek Kucharski	Lucie Sedmíhradská
Józef Biolik	Ireneusz Kuropka	Oleksandr Shubalyi
Jerzy Chmiel	Joanna Landmesser-Rusek	Teresa Słaby
Aidan Condron	Paweł Lula	Łukasz Smaga
Anna Czapkiewicz	Nataliya Lutchny	Ewa M. Syczewska
Małgorzata Ćwiek	Aleksandra Łuczak	Mirosław Szreder
Arnout van Delden	Piotr Łysoń	Roman Szul
Suganda Devi	Krzysztof Malaga	Przemysław Śleszyński
Hanna Dudek	Edyta Małecka-Ziembińska	Hrvoje Tomić
Teresa Famulska	Piotr Małecki	Maria Trojanek
Francisco Flores-Muñoz	Iwona Markowicz	Dariusz Trojanowski
Iwona Forys	Aleksandra Matuszewska-Janica	Prodromos Tsinaslanidis
Justyna Franc-Dąbrowska	Edyta Mazurek	Paweł Ulman
Ewa Frąckiewicz	Grzegorz Mentel	Grzegorz Wałęga
Barbara Fura	Zofia Mielecka-Kubień	Stanisław Wanat
Miguel A. Galmés	Kamila Migdał-Najman	Gang-Jin Wang
Eugeniusz Gatnar	Joanna Moczydłowska	Bogdan Wierzbński
Michał Głuszak	Liudmyla Momotiuk	Jerzy W. Wiśniewski
Jan Hauke	Ruslan Motoryn	Dorota Witkowska
Tadeusz Inglot	María Rosa Nieto Delfin	Jacek Wolak
Paweł Jamróz	Ragnar Nymoen	Piotr Wójcik
Alina Jędrzejczak	Włodzimierz Okrasa	Wiktoria Wróblewska
Ali H. Kashmar	Magdalena Osińska	Dorota Wyszowska
Dorota Kawiorska	Walenty Ostasiewicz	Janusz L. Wywiat
Joanna Kisielińska	Antonina Ostrowska	

Wpływ pandemii COVID-19 na ryzyko rynkowe akcji mierzone współczynnikiem beta

Bartłomiej Lisicki^a

Streszczenie. Współczynnik beta (β) stanowi jeden z najpopularniejszych mierników ryzyka inwestowania w akcje. W przypadku modelu regresji prostej pokazuje, jaka zmiana stopy zwrotu z akcji spółki nastąpi w wyniku wzrostu rynkowej stopy zwrotu z akcji o jeden punkt procentowy. Celem badania omawianego w artykule jest porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) podczas pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) oraz w okresie bezpośrednio poprzedzającym jej wybuch (lata 2018–2019). Przyjęto hipotezę, że rozprzestrzenianie się pandemii miało wpływ na kształtowanie się wartości współczynnika β akcji spółek z GPW. Aby ją zweryfikować, oszacowano wartości współczynnika β akcji wybranych spółek z GPW we wskazanych okresach przy użyciu klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Wykorzystano cztery interwały czasowe stóp zwrotu: dzienny, tygodniowy, dwutygodniowy i miesięczny. Różnice wartości współczynnika β akcji podmiotów zakwalifikowanych do badania okazały się istotne statystycznie (przy weryfikacji testem t dla grup zależnych) we wszystkich wskazanych interwałach czasowych stóp zwrotu. Rezultaty świadczą o istotnej zmianie wartości współczynnika β akcji największych spółek z GPW w trakcie pandemii COVID-19 w stosunku do lat wcześniejszych, co wskazuje na wyższy poziom ryzyka systematycznego tych spółek, uznawanych dotychczas (ze względu na swoją wielkość) za bezpieczniejsze. Uzyskane wyniki są zbieżne z rezultatami badań dotyczących światowych rynków kapitałowych.

Słowa kluczowe: współczynnik beta, ryzyko rynkowe, COVID-19, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, akcje

JEL: C20, G11, G12, G17

The impact of the COVID-19 pandemic on the equity market risk measured by the beta coefficient

Abstract. The beta coefficient (β) is one of the most popular measures of the risk associated with investing in stocks. In the case of the simple linear regression model, the β coefficient shows what change in the rate of return on a company's shares will occur when the market rate of return on shares increases by one percentage point. The aim of the study presented in the article is to compare the value of the β coefficient of the shares in the largest companies listed on the Warsaw Stock Exchange (WSE) during the COVID-19 pandemic (2020–2021) and in the period directly preceding its outbreak (2018–2019). The considered hypothesis is that the spread of the COVID-19 pandemic had an impact on the value of the β coefficient of the shares of selected companies listed on the WSE. In order to verify the hypothesis, the ordinary least

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Wydział Finansów, Polska / University of Economics in Katowice, Faculty of Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8455-4312>.
E-mail: bartlomiej.lisicki@ue.katowice.pl.

squares (OLS) method was used to estimate the β coefficient of WSE companies for the indicated research periods. Four different time intervals of returns were used to estimate the β coefficient: daily, weekly, biweekly and monthly. The differences between the β values of the shares of the issuers qualified for the study proved statistically significant (when verified with the t-test for dependent groups) for all of the indicated time intervals of returns. The research results show a significant change in the value of the β coefficient of the shares of the largest WSE issuers during the COVID-19 pandemic in comparison to the previous years, which indicates a higher level of systematic risk for these companies, previously considered as safe. These results are consistent with the research conducted on global capital markets.

Keywords: beta coefficient, market risk, COVID-19, Warsaw Stock Exchange, shares

1. Wprowadzenie

W pierwszym kwartale 2020 r. rozpoczął się jeden z najtrudniejszych okresów – co najmniej od czasu kryzysu finansowego z lat 2008–2009 – w historii światowych gospodarek. Wybuch pandemii COVID-19, który wtedy nastąpił, doprowadził do nagłej i nieprzewidywalnej destabilizacji. Z powodu globalnych szoków podaźowych i popytowych zaistniała realna groźba trwałej recesji o skali trudnej do oszacowania (Bolesta i Sobik, 2020).

Pierwszy przypadek zarażenia SARS-CoV-2 odnotowano w Chinach w grudniu 2019 r. (Singh i in., 2020), a 11 marca 2020 r., po gwałtownym wzroście zachorowań poza granicami tego kraju, Światowa Organizacja Zdrowia ogłosiła stan pandemii (World Health Organization, 2020). W obliczu gwałtownie rozprzestrzeniającego się zagrożenia zarządzone różne restrykcje, m.in. zamknięto sklepy, odwołano imprezy masowe oraz wstrzymano podróże służbowe i ruch turystyczny. Ludzie musieli się zmierzyć z negatywnymi i zaskakującymi informacjami, które napływały w krótkim czasie (Haroon i Rivzi, 2020). Na wprowadzanie lockdownów w kolejnych krajach na świecie zareagowały rynki kapitałowe. Panika osiągnęła szczyt w połowie marca 2020 r., kiedy największe światowe indeksy (w tym również polskie) spadły o ponad 20% w ciągu tygodnia (Zhang i in., 2020). Reakcja rynków nie była przesadzona, ponieważ nie można było przewidzieć konsekwencji pandemii dla funkcjonowania globalnej gospodarki. Jej wybuch był typowym – zgodnie z terminologią Taleba (2010) – „czarnym łabędziem”, czyli nieprzewidywalnym wydarzeniem o bardzo dużym negatywnym wpływie na zachowania inwestorów.

Pomimo znacznego odbicia cen papierów wartościowych w kolejnych miesiącach, inwestorom towarzyszyła niepewność co do przyszłości i dalszego rozwoju pandemii. Świadczył o tym m.in. wzrost odchylenia dziennego indeksu S&P 500, które w marcu 2020 r. zwiększyło się prawie czterokrotnie (Zhang i in., 2020). Według niektórych badaczy wzrost zmienności cen na giełdzie w czasie tych zawirowań był

wyższy niż w okresach poprzednich wielkich kryzysów z lat 1930, 1987 czy 2008–2009 (Thakur, 2020).

Podwyższona zmienność na rynkach kapitałowych skłoniła badaczy do poszukiwania zależności występujących w tamtym czasie. Już wcześniej podjęto się kwantyfikacji zaobserwowanych zjawisk, ale tym razem zaistniałych w innych, pandemicznych okolicznościach (Corbet i in., 2021; Hassan i in., 2020; Jóźwicki i in., 2021; Ramelli i Wagner, 2020; Ruiz Estrada i in., 2021; Wiśniewska-Kuźma, 2020). Przedmiotem zainteresowania było również kształtowanie się cen papierów wartościowych notowanych na rynkach kapitałowych i ich zróżnicowanie w reakcji na wybuch i rozprzestrzenianie się pandemii COVID-19 (Żebrowska-Suchodolska i in., 2021).

W nurt badań weryfikujących wpływ pandemii COVID-19 na funkcjonowanie rynków kapitałowych wpisuje się analiza podjęta przez autora niniejszego artykułu. Zasadne wydaje się porównanie wartości współczynnika beta (β) największych emitentów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) w okresie pandemii COVID-19 z wartościami z lat bezpośrednio ją poprzedzających. Współczynnik β od dawna jest jednym z parametrów najczęściej stosowanych przez inwestorów do szacowania ryzyka rynkowego (systematycznego) akcji spółek notowanych na światowych giełdach papierów wartościowych (Blume, 1975; Price i in., 1982; Rutkowska-Ziarko i Pyke, 2017; Sharpe, 1963).

Zawirowania na rynkach kapitałowych obserwowane od wybuchu pandemii COVID-19, którym towarzyszyła podwyższona zmienność cen papierów wartościowych, mogły doprowadzić do zmian wartości współczynnika β spółek z GPW w stosunku do lat poprzednich. Taka zależność została dostrzeżona w badaniach dotyczących zagranicznych rynków kapitałowych, m.in. Stanów Zjednoczonych (Hua Cao i in., 2022), Meksyku (López-Herrera i in., 2022), Indii (Jain, 2021) czy krajów muzułmańskich (Haroon i in., 2021). Pozyskanie podobnej wiedzy konieczność dostosowania portfeli inwestycyjnych (m.in. z uwzględnieniem poziomu preferencji ryzyka) do zmieniających się realiów funkcjonowania polskiego rynku kapitałowego.

Celem badania omawianego w niniejszym artykule jest porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW podczas pandemii COVID-19 (lata 2020–2021) oraz w okresie bezpośrednio poprzedzającym jej wybuch (lata 2018–2019). Na podstawie wyników badań rynków zagranicznych sformułowano następującą hipotezę: wybuch i rozprzestrzenianie się pandemii COVID-19 spowodowały wzrost przeciętnych wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW w stosunku do wartości odnotowanych w latach wcześniejszych.

Przeprowadzone badanie dostarcza wiedzy, jak można mierzyć ryzyko systematyczne akcji notowanych na GPW w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych, aby określić aktualny poziom ryzyka rynkowego akcji polskich emitentów, a tym samym dostosować strategię w zakresie doboru aktywów do portfeli inwestorów.

2. Współczynnik beta jako miara ryzyka systematycznego papierów wartościowych – przegląd literatury

Ryzyko jest jednym z fundamentalnych kryteriów uwzględnianych w trakcie podejmowania decyzji inwestycyjnych, co skłania do poszukiwania coraz skuteczniejszych sposobów jego pomiaru. W przypadku inwestowania w akcje spółek ryzyko definiuje się jako potencjalną zmienność stóp zwrotu z inwestycji. Składają się na nie dwa elementy: ryzyko specyficzne (dywersyfikowalne, możliwe do wyeliminowania), charakterystyczne wyłącznie dla danego papieru wartościowego, oraz ryzyko systematyczne (rynkowe, niedywersyfikowalne), wywołane czynnikami wpływającymi na ceny wszystkich akcji w obrocie (Feder-Sempach, 2010, 2017). To drugie dowodzi istnienia pewnego wspólnego faktora wpływającego na ceny wszystkich akcji. Sharpe (1963) zaproponował jednoindeksowy model uzależniający zmienność stóp zwrotu akcji od jednego czynnika – indeksu rynkowego – i założył, że relacja między zmianami stóp zwrotu z papieru wartościowego a zmianami stóp zwrotu jest liniowa. Jednym z parametrów tego modelu był współczynnik β , który miał odpowiadać za współczynnik kierunkowy liniowego, jednoindeksowego modelu Sharpe’a.

Współczynnik β (zwany również współczynnikiem agresywności) jest miarą ryzyka związanego z inwestowaniem w papiery wartościowe (przede wszystkim w akcje) podmiotów notowanych na giełdach papierów wartościowych (Brealey i in., 2019). Przy założeniu zastosowania prostej regresji liniowej pokazuje, jaka przeciętna zmiana (w punktach procentowych) stopy zwrotu spółki nastąpi w wyniku wzrostu rynkowej stopy zwrotu o 1 p.proc. Służy więc do oceny stopnia ryzyka rynkowego różnych aktywów. W zależności od wartości, jakie przyjmuje β , można wyróżnić papiery wartościowe agresywne, których $\beta > 1$, i defensywne, których $\beta < 1$. Istnieją również przypadki, w których $\beta < 0$ – wtedy zmiana stopy zwrotu akcji spółki ma inny kierunek niż zmiana stopy zwrotu indeksu rynkowego (Pera i in., 2014).

Od kilkudziesięciu lat współczynnik β jest jedną z najczęściej stosowanych miar służących do pomiaru ryzyka systematycznego. Poza wspomnianym już jednoindeksowym modelem stworzonym przez Sharpe’a znalazł zastosowanie w innym, równie popularnym, modelu wyceny aktywów kapitałowych – CAPM (Capital Assets Pricing Model; Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964). Jednak jego podstawowym zastosowaniem nadal pozostaje oszacowanie poziomu ryzyka systematycznego

aktywów (na podstawie danych historycznych), dzięki czemu możliwe jest przyjęcie odpowiedniej strategii inwestycyjnej na czas hossy lub bessy (Tarczyński i Witkowska, 2013). Współczynnik β jest elementem pomiaru ryzyka w testowaniu teorii wyceny aktywów kapitałowych, szacowaniu kosztu kapitału i ocenie efektywności portfeli inwestycyjnych.

Jest to również jeden z niewielu mierników ryzyka systematycznego, który stanowi przedmiot zarówno dysputy naukowej, jak i praktycznego wykorzystania przez inwestorów. Uwzględnia wiele uwarunkowań rynkowych, które znajdują bezpośrednie przełożenie na popyt na akcje, a tym samym na ich wycenę rynkową (Jonek-Kowska, 2017). Niemniej jednak autorzy kontynuujący naukową eksplorację współczynnika β napotykali wiele niedogodności związanych z jego estymacją. Wśród nich należy wymienić przede wszystkim: wybór indeksu, który rzeczywiście będzie odzwierciedlał zachowanie rynku (Bradfield, 2003; Gottwald, 2014; Olbryś i Majewska, 2017), określenie właściwego horyzontu czasowego stóp zwrotu wykorzystywanego do szacowania współczynnika β (Olbryś, 2014; Pogue i Solnik, 1974) czy odpowiedniej długości okresu estymacji (Reeves i Wu, 2013; Tarczyński i Witkowska, 2013; Zahirović i in., 2009).

Z punktu widzenia celu badania omawianego w niniejszym artykule istotne jest, jak wartość β kształtowała się zależnie od koniunktury rynkowej, a w szczególności w wyniku zawirowań spowodowanych wybuchem pandemii COVID-19. Badacze analizujący poprzednie spowolnienia gospodarcze dostrzegali czasowe zróżnicowanie β wywołane wystąpieniem sytuacji kryzysowej w globalnych gospodarkach. Na przykład Choudhry i in. (2010) określili wpływ kryzysu azjatyckiego z lat 1997–1998 i okresu bezpośrednio go poprzedzającego na zmienność β w czterech sektorach przemysłowych Indonezji, Singapuru, Korei Południowej i Tajwanu. Dostrzegli podwyższoną zmienność wycen i przepływów pieniężnych na tych rynkach (zaobserwowaną również w początkowej fazie pandemii COVID-19). Porównując lata przed- i pokryzysowe, zauważyli, że współczynnik β wzrósł w trakcie kryzysu azjatyckiego. Potwierdziło to wyniki wcześniejszych badań (Chen i So, 2002; Maroney i in., 2004). Z kolei Slimane i in. (2017) analizowali zmienność β wywołaną kryzysem w latach 2008–2009 na rynkach amerykańskim i zachodnioeuropejskim. Zdecydowana większość badanych spółek wykazywała wzrost przeciętnych wartości β w trakcie kryzysu, co miało wpływ na zachowanie inwestorów i podejmowane przez nich decyzje.

W badaniu asymetrii współczynnika ryzyka systematycznego przeprowadzonym przez Liao (2016) wykorzystano również modele GARCH. Wynika z niego, że zmienność β jest skorelowana ze stopniem dźwigni finansowej oraz że spadki wskaźnika ceny do wartości księgowej po kryzysie kredytów hipotecznych typu subprime doprowadziły do ogólnego wzrostu β . Rizvi i Arshad (2018) podjęli próbę

oceny zróżnicowana wartości β w poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego na rynkach kapitałowych w krajach muzułmańskich, Europie i Stanach Zjednoczonych. Możliwości dywersyfikacji portfela β okazały się większe dla tych pierwszych. W odniesieniu do rynku polskiego interesujące jest porównanie wartości β szacowanych dla dłuższego okresu badawczego odnotowanych w okresie 2001–2020 (z uwzględnieniem kryzysu w latach 2008–2009) w pięciu sektorach GPW z trzema sektorami niemieckiego indeksu DAX, którego dokonali Feder-Sempach i Szczepocki (2022). Pozwoliło ono wskazać sektory ujmowane jako agresywne lub defensywne, a także stwierdzić, że zmienność β jest niższa w odniesieniu do sektorów notowanych na bardziej rozwiniętym rynku niemieckim.

Jak można zauważyć, badacze koncentrujący się na rynkach kapitałowych już od wielu lat podejmują w swoich rozważaniach kwestię złożonej natury współczynnika ryzyka systematycznego β . Nie inaczej było w czasie podwyższonej niepewności spowodowanej pandemią COVID-19, kiedy ponownie podjęto próby kwantyfikacji β w celu szacowania ryzyka systematycznego papierów wartościowych notowanych na światowych rynkach kapitałowych (m.in. Cakici i Zaremba, 2021; Neslihanoglu, 2021). Podobnie jak w przypadku analizy β w poprzednich okresach kryzysowych wartości tego współczynnika rosły w trakcie pandemii COVID-19, zwłaszcza w jej pierwszej fazie (Jain, 2021). Co więcej, w niektórych sektorach gospodarki wzrost był znacznie bardziej widoczny niż w innych (np. IT, ubezpieczenia, dobra konsumpcyjne). Hua Cao i in. (2022) dostrzegli spadki wartości β w latach pandemicznych w przypadku małych i średnich spółek; przeciwna zależność występowała w przypadku spółek największych.

Podczas pandemii COVID-19 badano również charakter zmienności indeksów sektorowych zarówno w krajach muzułmańskich, jak i poza tymi krajami. W początkowej fazie pandemii te pierwsze indeksy charakteryzowały się niższą zmiennością β , co mogło zachęcać do dywersyfikacji portfela o te instrumenty finansowe. Jednak wraz z rozwojem pandemii trend się zmienił, a współczynniki β sektora usług konsumenckich, finansów, opieki zdrowotnej oraz ropy i gazu wskazywały na nadmierną reakcję akcji w krajach muzułmańskich (Haroon i in., 2021). Z kolei López-Herrera i in. (2022) wykazali, że w czasie kryzysów (takich jak ten pandemiczny) niezbędne jest precyzyjne określenie specyfikacji β , która może sugerować zmienność ryzyka systematycznego daleko wykraczającą poza typowe ryzyko rynkowe.

Prowadzone badania mogą pomóc inwestorom lokującym środki na globalnych rynkach kapitałowych w trakcie kolejnych możliwych zawirowań spowodowanych pandemią COVID-19 lub innym „czarnym łabędziem”.

3. Metoda badania

Weryfikacji postawionej hipotezy dokonano na podstawie danych dotyczących spółek notowanych na GPW, podzielonych na dwie klasy stanowiące podstawę wyznaczania dwóch głównych indeksów warszawskiego parkietu, tj. WIG20 i mWIG40. Indeksy te obliczane są dla grup odpowiednio 20 największych i najpłynniejszych emitentów z GPW oraz 40 emitentów średnich.

Skład portfeli powyższych indeksów (próba badawcza) został zaczerpnięty z historycznych portfeli indeksów giełdowych znajdujących się na stronie GPW (b.r.). Zastosowano dobór celowy w odniesieniu do najbardziej płynnych spółek notowanych na polskim rynku kapitałowym. Wykorzystano portfel indeksów po rewizji rocznej z 20 marca 2020 r. (GPW, 2021). Data ta najbardziej odpowiadała początkowi rozprzestrzeniania się pandemii COVID-19 na świecie, a tym samym jej negatywnego wpływu na globalne rynki kapitałowe. Zestawienie spółek, na podstawie których została przeprowadzona analiza porównawcza wartości współczynnika β , zaprezentowano w tabl. 1.

Tabl. 1. Portfel indeksów WIG20 i mWIG40 po rewizji z 20 marca 2020 r.

Spółki	Udział w portfelu indeksu w %	Spółki	Udział w portfelu indeksu w %	Spółki	Udział w portfelu indeksu w %
WIG20		mWIG40		mWIG40 (dok.)	
PKOBP	14,76	INGBSK	10,00	COMARCH	1,86
PZU	11,28	KETY	6,49	TSGAMES	1,81
CDPROJEKT	11,15	ASSECOPOL	6,33	11BIT	1,70
PKNORLEN	10,60	MILLENIUM	5,93	CIECH	1,69
PEKAO	8,90	AMREST	4,80	ECHO	1,61
KGHM	6,20	KRUK	3,79	DOMDEV	1,42
LPP	5,36	KERNEL	3,79	FAMUR	1,42
SANPL	4,93	BUDIMEX	3,46	ORBIS ^a	1,28
DINOPL	4,00	INTERCARS	3,33	AMICA	1,15
CYFRPLSAT	3,94	HANDLOWY	3,20	CLNPHERMA	1,12
LOTOS	3,24	GTC	3,09	VRG	1,08
PGNIG	2,95	WIRTUALNA	2,62	LIVECHAT	1,06
MBANK	2,44	EUROCASH	2,60	FORTE	1,01
ORANGEPL	2,41	ENERGA	2,59	NEUCA	0,92
PGE	2,26	BENEFIT	2,52	PLAYWAY	0,80
PLAY ^a	1,99	ENEA	2,32	PKPCARGO	0,76
CCC	1,30	DEVELIA	2,09	MABION	0,74
ALIOR	1,18	GRUPAAZOTY	2,04	STALPROD	0,60
TAURONPE	0,70	BNPPL	1,98	BOGDANKA	0,42
JSW	0,42	GPW	1,95	GETINOBLE	0,22

a Spółka opuściła giełdę w trakcie badanego okresu.

Uwaga. Pisownia nazw spółek przyjęta za GPW.

Źródło: GPW (2021).

Jak wynika z tabl. 1, dwie spółki (PLAY z WIG20 i ORBIS z mWIG40) w trakcie badanego okresu zostały delistingowane (tzn. przestały być notowane na GPW), więc w ich przypadku niemożliwe było uzyskanie notowań dla całego okresu 2020–2021 i wykluczono je z próby badawczej. Ostatecznie do badania zakwalifikowano 58 spółek.

Do kalkulacji wartości współczynnika β została wykorzystana klasyczna metoda najmniejszych kwadratów (ang. *ordinary least square method* – OLS), każdorazowo do szacowania stóp zwrotu dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych. Umożliwiła ona estymację wartości β dopasowanych do jednoindeksowego modelu Sharpe’a, którego równanie zaprezentowano poniżej. Równanie to określa linię charakterystyczną (ang. *security characteristic line* – SCL) papieru wartościowego oraz indeksuje poziom stopy zwrotu z akcji danej spółki (Pera i in., 2014):

$$R_i = \beta_i R_m + \alpha_i + e_i,$$

gdzie:

α_i, β_i – parametry modelu,

R_m – rynkowa stopa zwrotu utożsamiana ze stopą zwrotu indeksu WIG,

e_i – składnik losowy, którego wartość oczekiwana wynosi 0.

Porównania wartości współczynników dokonano na poziomie wspomnianych czterech różnych horyzontów czasowych stóp zwrotu, co ma służyć bardziej precyzyjnemu odzwierciedleniu ewentualnych różnic, które mogły wystąpić w okresie pandemii COVID-19 oraz w poprzedzających ją latach. Warto zaznaczyć, że do wyliczenia tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych zwrotów wykorzystano notowania z ostatniego dnia działania rynku, w którym w danym okresie odbywał się handel (ostatni dzień tygodnia dla stóp zwrotu tygodniowych itd.).

Przyjęto, że indeksem używanym do określenia rynkowej stopy zwrotu będzie WIG (indeks szerokiego rynku na GPW). Dwuletni horyzont czasowy (odrębnie lata 2020–2021 oraz 2018–2019) może wydawać się niewystarczający do oszacowania β na podstawie stóp zwrotu dłuższych niż dzienne, np. dwutygodniowych lub miesięcznych. Jednak głównym zamiarem autora było zweryfikowanie wystąpienia różnic między badanymi współczynnikami dokładnie w latach pandemii COVID-19. W celu osiągnięcia możliwie najlepszej porównywalności obserwacji zdecydowano się również nie wydłużać okresu badania poprzedzającego pandemię poza lata 2018–2019. Założenia te zostały przyjęte na podstawie wcześniejszych badań wskazujących na okres nieprzekraczający 2–3 lat jako najlepszy do estymacji współczynnika β (Cenesizoglu i in., 2016).

Historyczne notowania akcji wybranych emitentów zostały pobrane z bazy notowań Stooq (b.r.). Wykorzystano je do obliczenia wartości β przy zastosowaniu kla-

sycznej metody najmniejszych kwadratów. Następnie analizowano te wartości dla dwóch okresów badawczych przy zastosowaniu różnych horyzontów czasowych stóp zwrotu użytych do kalkulacji β . Uwzględniono również niektóre ich statystyki opisowe (średnia, odchylenie standardowe i błąd względny).

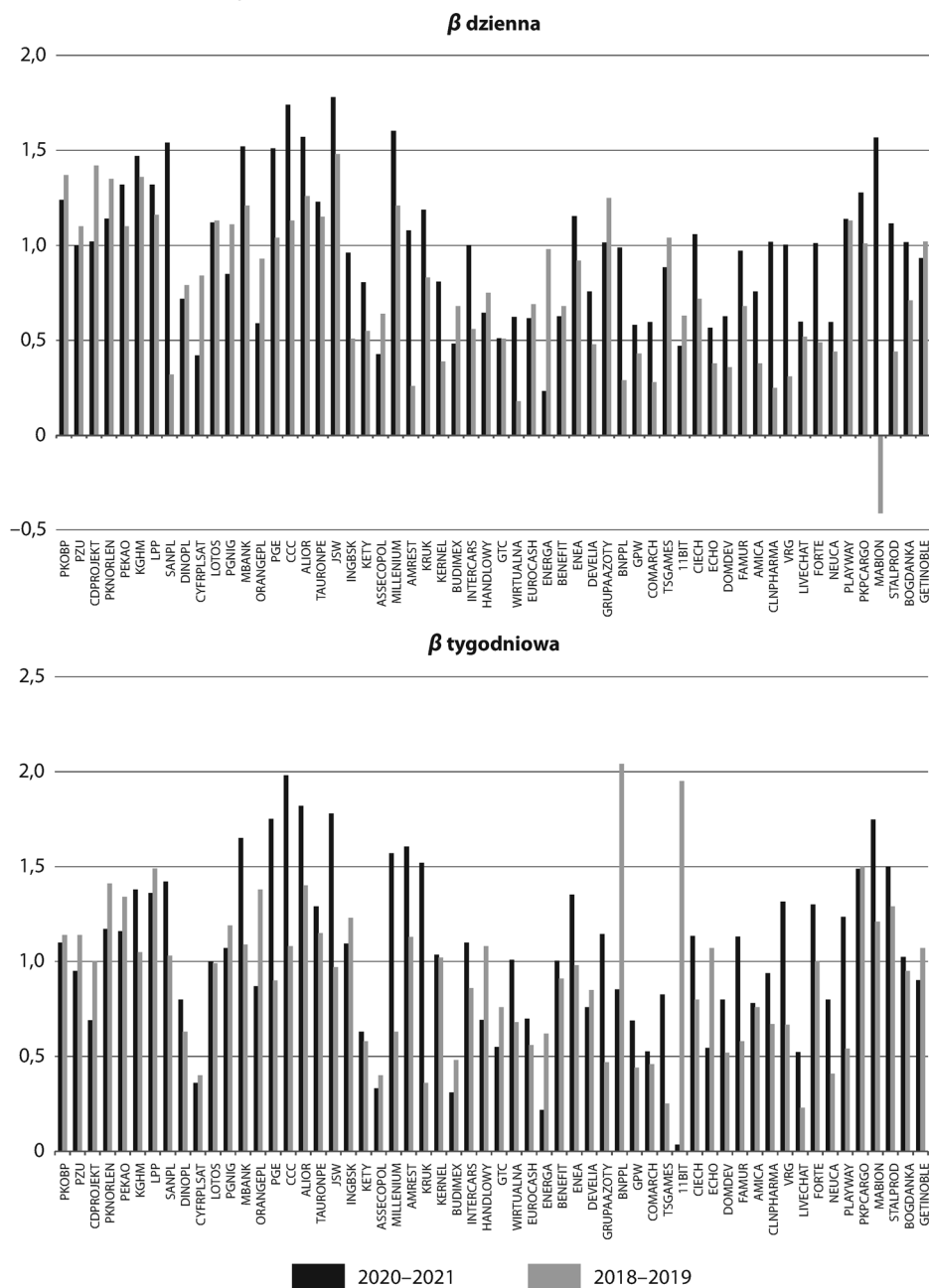
Otrzymane różnice pomiędzy wartościami β zweryfikowano pod kątem ich istotności statystycznej za pomocą testu dla grup zależnych (ang. *t-test for dependent groups*), który zakłada normalność rozkładu zmienności (zweryfikowaną w dalszej części badania). Dzięki niemu można stwierdzić, czy występujące w kalkulacjach współczynnika β różnice między okresami badawczymi są losowe, czy może wykazują znamiona istotności statystycznej, która z kolei może dawać podstawy do wnioskowania statystycznego (Kyun Kim, 2015).

4. Wyniki badania

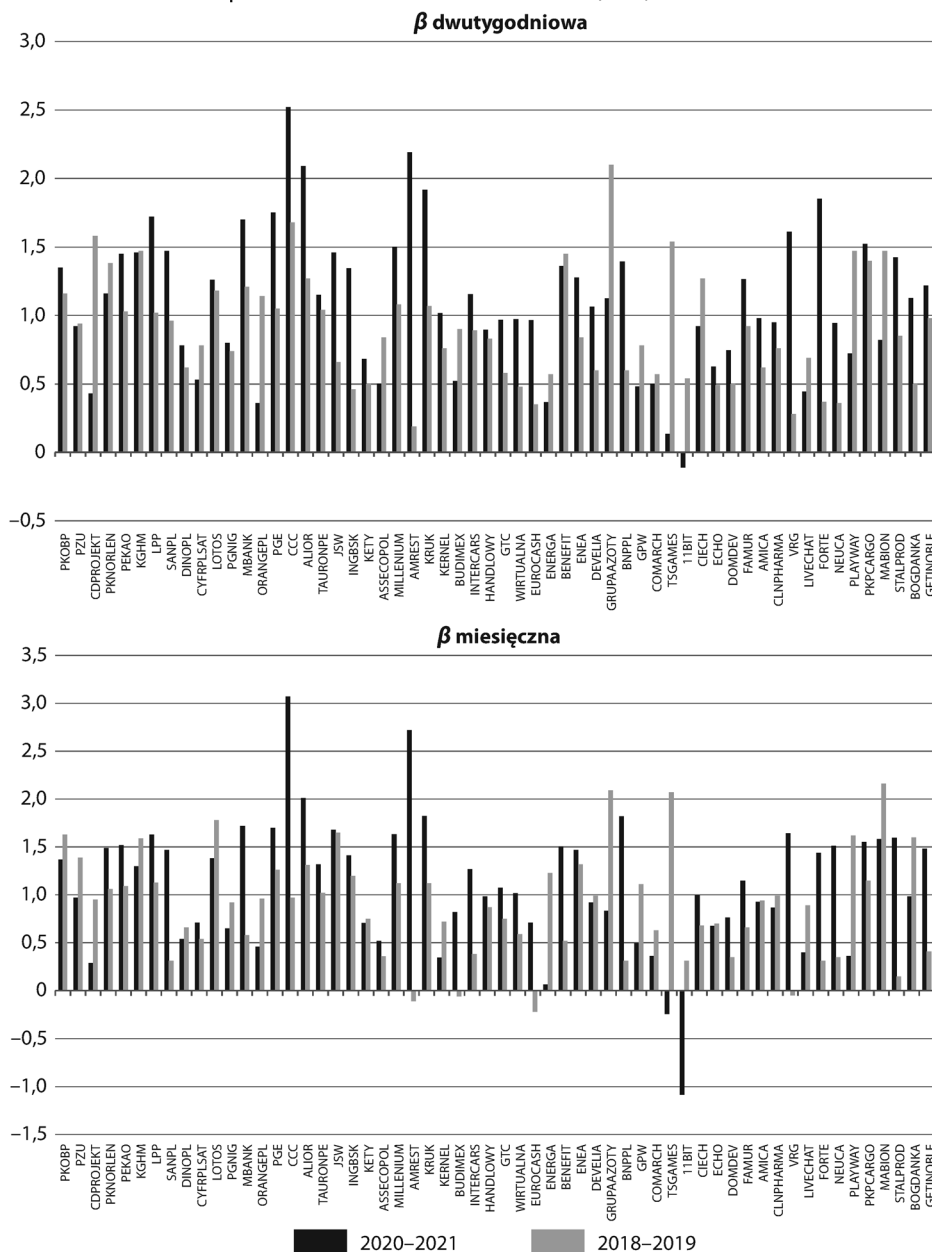
Za pomocą zaprezentowanej powyżej metody obliczono łącznie 464 wartości współczynnika β akcji spółek z indeksów WIG20 i mWIG40 w dwóch okresach badawczych: 2020–2021 i 2018–2019. Kształtowanie się tych wartości, obliczonych odrębnie na podstawie dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych oraz miesięcznych stóp zwrotu, przedstawiono na wykresie.

Jak można z niego wywnioskować, zróżnicowanie wartości współczynnika β w latach 2020–2021 i 2018–2019 było zauważalne. Przykład największych spółek z GPW potwierdza zależność zaobserwowaną na innych rynkach w przypadku wcześniejszych okresów spowolnienia gospodarczego, polegającą na tym, że kryzys powoduje wzrost zmienności wartości β (Choudhry i in., 2010). Tendencja ta w większości przypadków (70–80%) wskazuje przy tym na wyższe wartości tych wskaźników w latach 2020–2021 niż w latach 2018–2019 dla każdego z przyjętych horyzontów czasowych stóp zwrotu. Rezultaty badawcze dotyczące największych spółek z GPW pokrywają się z wynikami badań rynków zagranicznych, przeprowadzonych m.in. przez Chen i So (2002), Jain (2021) oraz Slimane i in. (2017). Zwłaszcza ostatnia z wymienionych prac, potwierdzająca wzrost wartości β zdecydowanej większości spółek w czasie kryzysu, zdaje się przydatna do wykazania, że rezultaty badania przeprowadzonego na GPW nie są przypadkowe.

Wykres. Wartości współczynnika β akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 obliczone na podstawie notowań z lat 2018–2021



Wykres. Wartości współczynnika β akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 obliczone na podstawie notowań z lat 2018–2021 (dok.)



Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

W celu lepszego zrozumienia zróżnicowania wartości β między okresem pandemii (2020–2021) i okresem przedpandemicznym (2018–2019) warto przyrzeć się ich uśrednionym różnicom w czterech badanych horyzontach czasowych stóp zwrotu dla poszczególnych spółek zakwalifikowanych do badania. Zostały one zaprezentowane w tabl. 2 z uwzględnieniem przynależności emitentów do grup, na podstawie których wyznacza się poszczególne indeksy (WIG20 i mWIG40).

Tabl. 2. Uśrednione różnice wartości współczynnika β oszacowanych na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 w latach 2018–2021

Spółki	Uśredniona różnica β	Spółki	Uśredniona różnica β	Spółki	Uśredniona różnica β
WIG20		mWIG40		mWIG40 (dok.)	
PKOBP	–0,060	INGBSK	0,515	COMARCH	0,063
PZU	–0,148	KETY	0,156	TSGAMES	–1,249
CDPROJEKT	–0,733	ASSECOPOL	–0,172	11BIT	–0,743
PKNORLEN	–0,043	MILLENIUM	0,441	CIECH	0,093
PEKAO	0,295	AMREST	1,724	ECHO	0,081
KGHM	–0,075	KRUK	0,602	DOMDEV	0,286
LPP	0,920	KERNEL	0,214	FAMUR	0,373
SANPL	0,423	BUDIMEX	–0,061	AMICA	0,209
DINOPOL	0,093	INTERCARS	0,404	CLNPHARMA	0,276
CYFRPLSAT	–0,283	HANDLOWY	0,001	VRG	1,200
LOTOS	–0,130	GTC	0,146	LIVECHAT	–0,285
PGNIG	–0,123	WIRTUALNA	0,452	FORTE	1,006
MBANK	0,553	EUROCASH	0,388	NEUCA	0,541
ORANGEPL	–0,413	ENERGA	–0,703	PLAYWAY	–0,565
PGE	0,570	BENEFIT	0,217	PKPCARGO	0,267
CCC	1,033	ENEA	0,331	MABION	0,301
ALIOR	0,625	DEVELIA	0,240	STALPROD	0,811
TAURONPE	0,203	GRUPAAZOTY	–0,840	BOGDANKA	0,067
JSW	0,420	BNPPL	0,854	GETINOBLE	0,303
		GPW	–0,133		

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Najwyższa uśredniona różnica wartości β pomiędzy dwoma badanymi okresami w grupie spółek notowanych w WIG20 wystąpiła w przypadku CCC (1,033), LPP (0,920) i ALIOR (0,625). Najniższymi uśrednionymi różnicami charakteryzowały się natomiast CDPROJEKT (–0,733), ORANGEPL (–0,413) oraz PZU (–0,148). Jeśli chodzi o mWIG40, to najwyższe wartości przeciętnych różnic β dotyczyły spółek: AMREST (1,724), VRG (1,200) i FORTE (1,006), a najniższe – TSGAMES (–1,249), GRUPAAZOTY (–0,840) oraz 11BIT (–0,743). Analizując powyższe dane, można dostrzec pewne zależności, które wystąpiły na rynkach w wyniku zmienności wywołanej pandemią COVID-19. Otóż w badanej próbie najwyższym przeciętnym wzrostem wartości β charakteryzowały się spółki zajmujące się sprzedażą dóbr konsumpcyjnych.

cyjnych, takich jak żywność, odzież i obuwie (CCC, LPP, AMREST i VRG), a najniższym – producenci gier (CDPROJEKT, TSGAMES i 11BIT), w przypadku których część szacowanych β miała wartości ujemne, świadczące o przeciwnym kierunku zmian niż indeks rynkowy. Uzyskane wyniki są zbieżne z rezultatami badania przeprowadzonego przez Jain (2021) w zakresie szczególnego oddziaływania pandemii COVID-19 na wzrost wartości β akcji spółek zajmujących się obrotem dobrami konsumpcyjnymi. Podobnie sprawa ma się z producentami gier, których można byłoby uwzględnić jako podmioty z sektora IT. W ostatnich latach akcje tych emitentów z GPW były klasyfikowane jako defensywne (Feder-Sempach i Szczepocki, 2022). Zaskakujący jest brak w czołówce najwyższych zmian wartości β sektora finansowego (poza spółką ALIOR), który w dobie kryzysów z reguły wykazywał się wyższą od przeciętnej zmiennością β (Haroon i in., 2021; Liu, 2004). Omawiane rozpoznania badawcze potwierdzają jeden z pierwszych wniosków (Rosenberg i Guy, 1976) dotyczący tendencji współczynnika β do zmian w zależności od czynników mikroekonomicznych (jak specyfika działalności podmiotu) i makroekonomicznych (jak wystąpienie globalnego kryzysu).

Żeby doprecyzować wnioski z badania omawianego w niniejszym artykule, niezbędne było obliczenie statystyk opisowych uzyskanych współczynników β , co umożliwia wnioskowanie statystyczne na podstawie przyjętej próby. Przedstawiono je w tabl. 3. Zdecydowano się również na zamieszczenie w niej statystyk opisowych w ujęciu przekrojowym odrębnie dla spółek notowanych w grupach będących podstawą do wyznaczania indeksów WIG20 i mWIG40, aby sprawdzić, czy wielkość kapitalizacji rynkowej spółek również miała wpływ na zmienność wartości β w dobie kryzysu pandemicznego. W nawiasach ujęto liczbę spółek zakwalifikowanych do konkretnej podgrupy.

W tabl. 3 zwracają uwagę wyższe średnie wartości współczynnika β obliczone na podstawie notowań z lat 2020–2021 od obliczonych dla lat 2018–2019. Dotyczy to każdego interwału czasowego stóp zwrotu, dla którego były przeprowadzane obliczenia. Różnica ta staje się szczególnie widoczna w przypadku wartości β estymowanych na podstawie dziennych i miesięcznych stóp zwrotu. Wyniki te są zbliżone do wyników wcześniejszych badań, dotyczących rynków w Indiach (Jain, 2021) czy Stanach Zjednoczonych (Akter i Nobi, 2018; Cakici i Zaremba, 2021). Przyczyn takiego stanu rzeczy należy upatrywać w zwiększonej niepewności przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych.

Tabl. 3. Wybrane statystyki opisowe współczynników β oszacowanych na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 w latach 2018–2021

β	Ogółem (58)			WIG20 (19)			mWIG40 (39)	
	średnia β	odchylenie β	błąd względny w %	średnia β	odchylenie β	błąd względny w %	średnia β	odchylenie β
2020–2021								
Dzienna	0,973	0,369	37,93	1,216	0,380	31,23	0,854	0,303
Tygodniowa	1,040	0,434	41,78	1,242	0,427	34,37	0,941	0,408
Dwutygodniowa	1,099	0,521	47,42	1,282	0,562	43,86	1,010	0,483
Miesięczna	1,110	0,672	60,52	1,331	0,646	48,57	1,003	0,666
2018–2019								
Dzienna	0,766	0,394	51,44	1,118	0,268	23,97	0,594	0,326
Tygodniowa	0,906	0,389	42,89	1,098	0,269	24,48	0,812	0,406
Dwutygodniowa	0,903	0,401	44,44	1,101	0,294	26,69	0,806	0,414
Miesięczna	0,892	0,551	61,71	1,095	0,404	36,93	0,793	0,589

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Koncentrując się na wartościach β obliczanych odrębnie dla emitentów z WIG20 i mWIG40 w obu badanych okresach dla każdego horyzontu czasowego stóp zwrotu użytych w kalkulacji, można stwierdzić, że wartości te są wyższe w okresie pandemii COVID-19 niż w latach bezpośrednio ją poprzedzających, zarówno w przypadku największych, jak i średnich emitentów. Odmiennie wyniki otrzymali Hua Cao i in. (2022), prowadzący badania na rynkach azjatyckich, na których w czasie pandemii COVID-19 wartości β rosły dla spółek o największej kapitalizacji (WIG20), a malały dla średnich (mWIG40). Warto jednak zwrócić uwagę, że w badaniu Slimane i in. (2017) zdecydowana większość spółek giełdowych (bez względu na poziom kapitalizacji) wykazywała wzrost przeciętnych wartości β podczas kryzysu w latach 2008–2009.

Jeśli chodzi o kolejne statystyki opisowe, to można zauważyć, że odchylenie standardowe β oraz błąd względny prognozy wzrastają wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu. Nie jest to zjawisko nowe. Reeves i Wu (2013) wskazywali na przykładzie rynków amerykańskiego, brytyjskiego i australijskiego, że β oparte na stopach zwrotu wysokiej częstotliwości (np. dzienne) wiązały się z największą trafnością prognozy i najniższym poziomem zmienności w czasie. Odchylenie standardowe β mogło być nawet o kilkadziesiąt punktów procentowych wyższe w sytuacji, gdy wartości współczynnika kalkulowano na podstawie miesięcznych stóp zwrotu (Hrdlicka, 2022). Mogłoby to znaczyć, że krótszy interwał stóp zwrotu, który charakteryzuje się niższą zmiennością (Daves i in., 2000), powinien każdorazowo służyć do kalkulacji β . Wykazano jednak, że dane wysokiej częstotliwości (dziennie stopy zwrotu) są bardziej narażone na występowanie problemu heteroskedastyczności, co z kolei obniża efektywność opartej na nich estymacji (Jacobsen i Dannenburg, 2003).

Przyglądając się okresowemu zróżnicowaniu odchylenia standardowego, można dostrzec, że jest ono wyższe (w okresie 2020–2021) wyłącznie dla wartości β szacowanych na podstawie dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. W przypadku pozostałych dwóch horyzontów czasowych poziom odchylenia standardowego różni się nieznacznie. Podobnie jest z błędem względnym, którego odczyty wyraźnie różnią się tylko w przypadku wartości β kalkulowanych na podstawie dziennych stóp zwrotu (wyższa wartość dla okresu 2018–2019). Co ciekawe, w czasie pandemii COVID-19 wzrosło odchylenie standardowe β akcji spółek o największej kapitalizacji zgrupowanych w indeksie WIG20. We wcześniejszych badaniach (Dimson, 1997; Hrdlicka, 2022) odnotowano znacznie niższy wzrost zmienności w grupie takich emitentów. Można zatem przypuszczać, że pandemia COVID-19 miała wpływ również na wzrost zmienności (a tym samym ryzyka) akcji największych spółek z GPW, które powinny być uważane za najbezpieczniejsze, nawet w czasach niestabilności na rynkach kapitałowych.

Poza tym, nieco zaskakującym, rezultatem dotyczącym wzrostu zmienności β największych spółek, nie można stwierdzić, by w okresie pandemii COVID-19 zależności w zakresie poziomu zmienności β akcji spółek notowanych na GPW były wyraźnie różne od obserwowanych w latach wcześniejszych. Ponadto potwierdzony został wzrost zmienności β wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu, który (podobnie jak we wcześniejszych badaniach) dotyczył zarówno lat 2020–2021, jak i 2018–2019. Zmienność analizowanego współczynnika w dalszym ciągu pokazuje, że także w przypadku wybranych spółek z GPW trudno wskazać jeden, uniwersalny horyzont czasowy stóp zwrotu do kalkulacji β , który zapewniałby najniższy poziom niepewności co do jej szacunków (Hollstein i in., 2020).

W omawianym badaniu zadaniem autora było podjęcie próby oszacowania, czy wykazane różnice (zaprezentowane na wykresie) oraz ich średnie (zamieszczone w tabl. 3) były istotne statystycznie, a tym samym czy wskazywały, że czas pandemii COVID-19 miał znaczenie dla kształtowania się wartości współczynnika β .

W celu weryfikacji statystycznej różnic wartości β oszacowanych dla tych samych spółek z GPW, ale dla dwóch różnych okresów, zdecydowano się przeprowadzić jeden z najpopularniejszych testów badających istotność różnic w próbach zależnych – test dla grup zależnych. Przed przystąpieniem do jego wykonania niezbędne było sprawdzenie normalności rozkładu wartości β w poszczególnych grupach (dla każdego horyzontu czasowego). Analizę tę wykonano przy użyciu testu Shapiro-Wilka (1965), który nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej testu mówiącej o normalności rozkładów badanych zmiennych w żadnej z badanych grup. W związku z tym można było przeprowadzić test dla grup zależnych w przypadku każdej z par wartości β (opartych na dziennych, tygodniowych, dwutygodniowych i miesięcznych stopach zwrotu) obliczanych dla lat 2020–2021 i 2018–2019. Wyniki

weryfikacji statystycznej różnic pomiędzy β w analizowanych okresach zaprezentowano w tabl. 4.

Tabl. 4. Wyniki weryfikacji statystycznej różnic między wartościami współczynnika β oszacowanymi na podstawie cen akcji spółek z portfeli indeksów WIG20 i mWIG40 (test dla grup zależnych)

Statystyki	2020–2021	2018–2019	Statystyki	2020–2021	2018–2019
β dzienna			β dwutygodniowa		
Średnia	0,972657	0,765862	Średnia	1,099142	0,902759
Wariancja	0,136115	0,155186	Wariancja	0,27169	0,160982
Test t	3,717447**		Test t	2,42925*	
β tygodniowa			β miesięczna		
Średnia	1,039777	0,906155	Średnia	1,110128	0,892414
Wariancja	0,188709	0,151017	Wariancja	0,451311	0,303268
Test t	2,148846*		Test t	1,974163*	

Uwaga. Liczba obserwacji = 58. Różnica średnich według hipotezy = 0. Stopnie swobody = 57. Wynik istotny statystycznie na poziomie: * – $p < 0,05$, ** – $p < 0,01$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Stooq (b.r.).

Bazując na wynikach weryfikacji statystycznej przedstawionych w tabl. 4, można zauważyć występowanie istotności statystycznej różnic między wartościami β obliczanymi w okresie 2020–2021 i 2018–2019 dla spółek zgrupowanych w portfelach indeksów WIG20 oraz mWIG40. Istotność ta była najwyższa ($p < 0,01$) w przypadku β kalkulowanych na dziennych stopach zwrotu, ale również dla pozostałych interwałów czasowych stóp zwrotu (tygodniowe, dwutygodniowe oraz miesięczne) oszacowane różnice pozwalają wskazać jednoznacznie, że wartości β z okresu pandemii COVID-19 były istotnie (na poziomie $p < 0,05$) wyższe od szacowanych w okresie poprzedzającym jej wybuch.

Wyniki badania potwierdziły przyjętą hipotezę, że pandemia COVID-19 miała wpływ na kształtowanie się wartości współczynnika β akcji największych spółek z GPW, których uśrednione wartości w latach 2020–2021 okazały się wyższe od odnotowanych w okresie 2018–2019. Uzyskane rezultaty są zbliżone z wynikami badań dotyczących zagranicznych rynków kapitałowych w zakresie różnic β podczas wcześniejszych kryzysów gospodarczych, jak kryzys azjatycki 1997–1998 (Choudhry i in., 2010) oraz kryzys sektora nieruchomości w Stanach Zjednoczonych 2008–2009 (Liau, 2016), jak również z wynikami innych badań dotyczących skutków wybuchu pandemii COVID-19 (Hua Cao i in., 2022; Jain, 2021).

5. Podsumowanie

Wybuch pandemii COVID-19 na początku 2020 r. był giełdowym „czarnym łabędziem”, czyli zdarzeniem nieprzewidywalnym, którego wpływ na wycenę rynkową spółek okazał się trudny do oszacowania. W ówczesnych realiach zweryfikowane zostały zależności wcześniej obserwowane na światowych rynkach kapitałowych. Różni badacze podejmowali próby odkrycia nowych (bądź potwierdzenia istniejących) związków zachodzących w świecie finansów. W ten nurt wpisuje się badanie omówione w niniejszym artykule, którego głównym celem było porównanie wartości współczynnika β akcji największych spółek notowanych na GPW w latach pandemii COVID-19 z wartościami z lat bezpośrednio poprzedzających pandemię. Z oszacowania β akcji 58 największych spółek z warszawskiego parkietu wynika, że uśrednione wartości β w okresie 2020–2021 były istotnie wyższe od wartości uzyskanych w latach 2018–2019. Obserwacja ta została pozytywnie zweryfikowana statystycznie przy użyciu testu t dla grup zależnych w przypadku każdego z czterech horyzontów czasowych stóp zwrotu (dziennego, tygodniowego, dwutygodniowego i miesięcznego) wykorzystanych do obliczania wartości współczynnika β . Wyniki te są zbieżne z rezultatami badań dotyczących wpływu pandemii COVID-19 na rynki indyjski, meksykański czy amerykański oraz z określającymi zmienność β podczas poprzednich kryzysów, m.in. na rynkach azjatyckich czy zachodnioeuropejskich. Inni badacze, podobnie jak autor niniejszego artykułu, upatrują przyczyn takiego stanu rzeczy w gwałtownej ucieczce – zwłaszcza w pierwszej połowie 2020 r. – inwestorów od wszystkich ryzykownych aktywów (takich jak np. akcje), wywołanej nagłym zdarzeniem, którego wpływ na wyceny rynkowe spółek publicznych był trudny do oszacowania.

W badanej próbie ponad 70% przypadków β miało wyższe wartości w latach 2020–2021 niż w latach 2018–2019. Najwyższe różnice dotyczyły podmiotów z sektora dóbr konsumpcyjnych, podczas gdy najniższymi charakteryzowali się producenci gier (bardziej odporni na zmiany koniunktury). Zaskakujący jest brak w czołówce najwyższych zmian wartości β sektora finansowego, który na zagranicznych rynkach wykazywał się wyższym od przeciętnej wzrostem wartości β w dobie kryzysów.

Wartości β obliczone odrębnie dla emitentów z grup WIG20 i mWIG40 w badanych okresach dla każdego horyzontu czasowego stóp zwrotu były wyższe w okresie pandemii COVID-19 niż wcześniej. Jest to nieco zaskakujący wynik, przeciwny do rezultatów badań dotyczących rynków azjatyckich. Tam bowiem w czasie pandemii COVID-19 wartości β rosły dla spółek o największej kapitalizacji, natomiast malały dla średnich. Podobnie jak wykazano we wcześniejszych badaniach, także i w latach pandemicznych na GPW odchylenie standardowe β oraz błąd względny

prognozy wzrastały wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego stóp zwrotu. Jednak w relacji okres do okresu te miary zmienności były wyższe (podczas pandemii COVID-19) wyłącznie dla wartości β szacowanych na podstawie dwutygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. Zauważono, że w badanej próbie odchylenie standardowe β akcji największych spółek z WIG20 rosło w latach 2020–2021, czego nie wykazały wcześniejsze badania.

Wyniki uzyskane w badaniu przedstawionym w niniejszym artykule mogą okazać się pomocne dla inwestorów lokujących środki na GPW. Współczynnik β może być wykorzystany do pomiaru ryzyka systematycznego akcji największych spółek warszawskiego parkietu w razie wystąpienia kolejnych fal pandemii COVID-19. Inwestycja w spółki charakteryzujące się wyższymi wartościami β w trakcie kryzysu pandemicznego będzie się wiązać ze zwiększonym poziomem ryzyka.

W celu potwierdzenia zidentyfikowanych zależności dotyczących GPW warto przeprowadzić podobne badanie dla innych podmiotów, charakteryzujących się niższą kapitalizacją i mniejszą płynnością. Pozwoliłoby ono sprecyzować, czy obserwowane prawidłowości dotyczą tylko największych i najbardziej płynnych spółek, czy też może będą obserwowalne dla całego rynku. Interesujące byłoby również przeprowadzenie branżowej analizy zmienności wartości β w dobie pandemii COVID-19 z uwzględnieniem klasyfikacji makrosektorowej stosowanej na GPW.

Bibliografia

- Akter, N., Nobi, A. (2018). Investigation of the Financial Stability of S&P 500 Using Realized Volatility and Stock Returns Distribution. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(2), 1–10. <https://doi.org/10.3390/jrfm11020022>.
- Blume, M. E. (1975). Betas and their regression tendencies. *The Journal of Finance*, 30(3), 785–795. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1975.tb01850.x>.
- Bolesta, K., Sobik, B. (2020). Analiza działań antykryzysowych podczas pandemii COVID-19 w krajach Europy. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze*, 7(13), 18–30. <https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2020.176>.
- Bradfield, D. (2003). Investment Basics XLVI. On estimating the beta coefficient. *Investment Analysts Journal*, 32(57), 47–53. <https://doi.org/10.1080/10293523.2003.11082448>.
- Brealey, R. A., Myers, S. C., Allen, F. (2019). *Principles of Corporate Finance*. McGraw-Hill.
- Cakici, N., Zaremba, A. (2021). Who should be afraid of infections? Pandemic exposure and the cross-section of stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 72, 1–25. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101333>.
- Cenesizoglu, T., Liu, Q., Reeves, J. J., Wu, H. (2016). Monthly Beta Forecasting with Low-, Medium- and High-Frequency Stock Returns. *Journal of Forecasting*, 35(6), 528–541. <https://doi.org/10.1002/for.2396>.

- Chen, C. C., So, R. W. (2002). Exchange rate variability and the riskiness of US multinational firms: evidence from the Asian financial turmoil. *Journal of Multinational Financial Management*, 12(4–5), 411–428. [https://doi.org/10.1016/S1042-444X\(02\)00018-X](https://doi.org/10.1016/S1042-444X(02)00018-X).
- Choudhry, T., Lu, L., Peng, K. (2010). Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from the Asian industrial sectors. *Japan and the World Economy*, 22(4), 228–234. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.06.003>.
- Corbet, S., Hou, Y., Hu, Y., Lucey, B., Oxley, L. (2021). Aye Corona! The contagion effects of being named Corona during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, 38, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101591>.
- Daves, P., Ehrhardt, M., Kunkel, R. (2000). Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13(1), 7–13.
- Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197–226. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(79\)90013-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90013-8).
- Feder-Sempach, E. (2010). Analiza porównawcza prognozy dla wybranych spółek z indeksu WIG20. W: J. Handschke, W. Przybylska-Kapuścińska (red.), *Rynki finansowe i ubezpieczenia. Nowe perspektywy instytucji i instrumentów* (s. 84–91). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Feder-Sempach, E. (2017). Efekt interwału w oszacowaniach współczynnika beta na podstawie akcji spółek z indeksu WIG20 i DAX w okresie 2005–2015 – analiza porównawcza. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (325), 20–30.
- Feder-Sempach, E., Szczepocki, P. (2022). The Bayesian Method in Estimating Polish and German Industry Betas. A Comparative Analysis of the Risk between the Main Economic Sectors from 2001–2020. *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe*, 25(2), 45–60. <https://doi.org/10.18778/1508-2008.25.12>.
- Giełda Papierów Wartościowych. (b.r.). *Karty indeksów*. Pobrane 15 maja 2022 r. z <https://gpwbenchmark.pl/karta-indeksu?isin=PL9999999516>.
- Giełda Papierów Wartościowych. (2021). *Rocznik giełdowy 2020*. https://www.gpw.pl/biblioteka-gpw-wiecej?gpwl_id=158&title=Rocznik+gie%C5%82dowy+2020.
- Gottwald, R. (2014). *The Efficiency of Cyclical and Defensive Stocks*. International Conference on Education and Social Sciences [abstrakt referatu ogłoszonego na International Conference on Education and Social Sciences, 20–21 listopada 2014 r., Mediolan]. https://www.ocerints.org/intcess14_epublication/abstracts/a181.pdf.
- Haroon, O., Ali, M., Khan, A., Khattak, M. A., Rizvi, S. A. R. (2021). Financial Market Risks during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance & Trade*, 57(8), 2407–2414. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1873765>.
- Haroon, O., Rizvi, S. A. R. (2020). COVID-19: media coverage and financial markets behavior – a sectoral inquiry. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 1–5. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100343>.
- Hassan, T. A., Hollander, S., van Lent, L., Schwedeler, M., Tahoun, A. (2020). *Firm-level Exposure to Epidemic Diseases: COVID-19, SARS, and H1N1* (NBER Working Paper No. 26971). <https://doi.org/10.3386/w26971>.
- Hollstein, F., Prokopczuk, M., Simen, C. W. (2020). Beta uncertainty. *Journal of Banking and Finance*, 116, 1–72. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105834>.

- Hrdlicka, C. (2022). Trading Volume and Time Varying Betas. *Review of Finance*, 26(1), 79–116. <https://doi.org/10.1093/rof/rfab014>.
- Hua Cao, K., Woo, C.-K., Li, Y., Liu, Y. (2022). Covid-19's effect on the alpha and beta of a US stock Exchange Traded Fund. *Applied Economics Letters*, 29(2), 123–128. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1859447>.
- Jacobsen, B., Dannenburg, D. (2003). Volatility Clustering in Monthly Stock Returns. *Journal of Empirical Finance*, 10(4), 479–503. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(02\)00071-3](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(02)00071-3).
- Jain, S. (2021). Betas in the time of corona: a conditional CAPM approach using multivariate GARCH model for India. *Managerial Finance*, 48(2), 243–257. <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/MF-05-2021-0226/full/html>.
- Jonek-Kowalska, I. (2017). Pomiar i ocena ryzyka w przedsiębiorstwach górniczych – perspektywa międzynarodowa. *Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej. Organizacja i Zarządzanie*, (101), 207–222. <http://dx.doi.org/10.29119/1641-3466.2017.101.15>.
- Jóźwicki, R., Trippner, P., Kłos, K. (2021). Algorithmic Trading and Efficiency of Stock Market in Poland. *Finanse i Prawo Finansowe*, 2(30), 75–85. <https://doi.org/10.18778/2391-6478.2.30.05>.
- Kyun Kim, T. (2015). T test as a parametric statistic. *Korean Journal of Anesthesiology*, 68(6), 540–546. <https://doi.org/10.4097/kjae.2015.68.6.540>.
- Liau, Y. (2016). Beta Asymmetry in the Global Stock Markets Following the Subprime Mortgage Crisis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(9), 2195–2207. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1068613>.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>.
- Liu, Y. (2004). An Empirical Study on Beta Coefficient and its Related Characteristic in Shanghai Stock Market. *Chinese Journal of Management Science*, 17, 29–35.
- López Herrera, F., Gonzalez Maiz Jimenez, J., Reyes Santiago, A. (2022). Forecasting Performance of Different Betas: Mexican Stocks before and during the COVID-19 Pandemic. *Emerging Markets Finance & Trade*, 58(13), 3868–3880. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2022.2073813>.
- Maroney, N., Naka, A., Wansi, T. (2004). Changing Risk, Return and Leverage. The 1997 Asian Financial Crisis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(1), 143–166.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in the Capital Assets Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783.
- Neslihanoglu, S. (2021). Linearity extensions of the market model: a case of the top 10 cryptocurrency prices during the pre-COVID-19 and COVID-19 periods. *Financial Innovation*, 7(1), 1–27. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00247-z>.
- Olbrýś, J. (2014). Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (371), 236–244.
- Olbrýś, J., Majewska, E. (2017). Asymmetry Effects in Volatility on the Major European Stock Markets: the EGARCH Based Approach. *Quantitative Finance and Economics*, 1(4), 411–427. <https://doi.org/10.3934/QFE.2017.4.411>.
- Pera, K., Buła, R., Mitrenga, D. (2014). *Modele inwestycyjne*. Wydawnictwo C.H. Beck.
- Podgórski, K. (2019). Wpływ interwału czasowego stóp zwrotu wykorzystywanych w wyznaczaniu parametrów modelu Sharpe'a na wielkość błędu prognoz otrzymanych za pomocą modelu. *Kwartalnik Naukowy Uczelni Vistula*, 4(62), 5–16. <https://doi.org/10.34765/kn.0419.a01>.

- Pogue, G. A., Solnik, B. H. (1974). The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(6), 917–944. <https://doi.org/10.2307/2329728>.
- Price, K., Price, B., Nantell, T. J. (1982). Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical and Empirical Results. *Journal of Finance*, 37(3), 843–855. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1982.tb02227.x>.
- Ramelli, S., Wagner, A. F. (2020). Feverish Stock Price Reactions to COVID-19. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 622–655. <https://doi.org/10.1093/rcfs/cfaa012>.
- Reeves, J. J., Wu, H. (2013). Constant versus Time-Varying Beta Models: Further Forecast Evaluation. *Journal of Forecasting*, 32(3), 256–266. <https://doi.org/10.1002/for.1268>.
- Rosenberg, B., Guy, J. (1976). Prediction of Beta from Investment Fundamentals. Part One. Prediction Criteria. *Financial Analysts Journal*, 32(3), 60–72.
- Ruiz Estrada, M. A., Evangelos, K., Minsoo, L. (2021). Stagpression: The Economic and Financial Impact of the COVID-19 Pandemic. *Contemporary Economics*, 15(1), 19–33. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3593144>.
- Rutkowska-Ziarko, A., Pyke, C. (2017). The development of downside accounting beta as a measure of risk. *Economics and Business Review*, 17(4), 55–65. <https://doi.org/10.18559/ebrev.2017.4.4>.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 52(3/4), 591–611. <https://doi.org/10.2307/2333709>.
- Sharpe, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277–293. <https://doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>.
- Singh, B., Dhall, R., Narang, S., Ravat, S. (2020). The Outbreak of COVID-19 and Stock Market Responses: An Event Study and Panel Data Analysis for G-20 Countries. *Global Business Review*. Opublikowano online. <https://journals.sagepub.com/doi/full/10.1177/0972150920957274>.
- Slimane, I. B., Bellalah, M., Rijba, H. (2017). Time-varying beta during the 2008 financial crisis – evidence from North America and Western Europe. *Journal of Risk Finance*, 18(4), 398–431. <https://doi.org/10.1108/JRF-02-2017-0020>.
- Stooq. (b.r.). Notowania – Akcje polskie. Pobrane 20–26 maja 2022 r. z <https://stooq.pl/t/?i=523>.
- Taleb, N. (2010). *The Black Swan: The Impact of the Highly Improbable*. Penguin.
- Tarczyński, W., Witkowska, D. (2013). Model Sharpe’a. W: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa (red.), *Współczynnik beta. Teoria i praktyka* (s. 35–56). Pielaszek Research.
- Thakur, S. (2020). Effect of COVID 19 on Capital Market with Reference to S&P 500. *International Journal of Advanced Research*, 8(6), 1180–1188. <http://dx.doi.org/10.21474/IJAR01/11203>.
- Wiśniewska-Kuźma, M. (2020). Impact of the Covid-19 on Capital Market Value of Companies from Polish New Connect Market. *Torun Business Review*, 19(3), 10–19. <https://doi.org/10.19197/tbr.v19i3.324>.
- World Health Organization. (2020, 11 marca). *WHO Director-General’s opening remarks at the media briefing on COVID-19 – 11 March 2020*. <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>.

- Zahirović, S., Rovčanin, A., Okičić, J. (2009). Beta Coefficient Analysis on the Capital Market of Bosnia and Herzegovina. *Economic Research. Ekonomska Istraživanja*, 22(4), 30–39. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2009.11517389>.
- Zhang, D., Hu, M., Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, 36, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528>.
- Żebrowska-Suchodolska, D., Karpio, A., Kompa, K. (2021). COVID-19 Pandemic: Stock Markets Situation in European Ex-Communist Countries. *European Research Studies Journal*, 24(3), 1106–1128. <http://dx.doi.org/10.35808/ersj/2408>.

Principal component analysis of older people registered as unemployed in public employment offices

Karolina Bolesta^a

Abstract. The determinants of registering as an unemployed person in the public employment office may be of both a socio-demographic and legal character. Although every individual has their own motivation to register as unemployed, it is still possible to analyse the phenomenon on a group level. The purpose of this study is to show the similarities and differences of older people registering as unemployed and to identify the factors that were key to professional deactivation. The research is based on data from the Polish Central Analytical and Reporting System concerning 1,276,555 people born in the years 1940–1965, who were at least once registered as unemployed in a public employment office. The study uses principal component analysis (PCA) to identify the factors which influence to the largest extent the decision to deactivate professionally. The Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy and Bartlett's test of sphericity proved the feasibility of the PCA. The number of principal components was determined on the basis of Kaiser's criterion. The varimax factor rotation was applied to simplify the relation between the variables and to enhance the interpretation of the obtained results. The analysis included five groups: pensioners, disability pensioners, people who reached retirement age, people who received pre-retirement benefits and the total population. For each group three to four components were identified which combined different variables. Education and occupation in the last place of work formed the only common component for the five groups which influences the most critical decisions in the labour market. This component demonstrates the level of competence and may determine the moment of professional deactivation. The research shows that economic mechanisms are more important than legal conditions in all the analysed groups.

Keywords: pensioners, disability pensioners, retirement age, pre-retirement benefit, unemployed, professional deactivation, principal component analysis, PCA, Kaiser-Meyer-Olkin measure, Bartlett's test of sphericity

JEL: J26

^a Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Polska / SGH Warsaw School of Economics, Collegium of Economic Analysis, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9668-5782>.
E-mail: kboles@sgh.waw.pl.

Analiza głównych składowych populacji osób starszych zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy jako bezrobotni

Streszczenie. Czynniki decydujące o zarejestrowaniu się w urzędzie pracy jako osoba bezrobotna mogą mieć charakter społeczno-demograficzny lub prawny. Podjęcie takiej decyzji jest kwestią indywidualną, niemniej jednak można przeanalizować to zjawisko na poziomie grupy. Celem badania omawianego w artykule jest wykazanie podobieństw i różnic osób rejestrujących się jako bezrobotni oraz identyfikacja czynników, które mają największe znaczenie dla dezaktywizacji zawodowej. W badaniu wykorzystano dane z Centralnego Systemu Analityczno-Raportowego dotyczące 1 276 555 osób urodzonych pomiędzy 1940 r. a 1965 r., które co najmniej raz były zarejestrowane w powiatowym urzędzie pracy jako bezrobotni. W celu identyfikacji komponentów najsilniej wpływających na decyzję o dezaktywizacji zawodowej przeprowadzono analizę głównych składowych (ang. *principal component analysis* – PCA). Wyniki pomiaru adekwatności Kaisera-Meyera-Olkina oraz testu sferyczności Bartletta potwierdziły słuszność zastosowania tej analizy. Na podstawie kryterium Kaisera określono liczbę głównych składowych. Przeprowadzono rotację czynników varimax, aby uprościć relację między zmiennymi i lepiej zinterpretować uzyskane wyniki. Analiza dotyczyła pięciu grup: emerytów, rencistów, osób, które osiągnęły wiek emerytalny, osób, które pobierały świadczenie przedemerytalne, oraz całej populacji. Dla każdego zbioru danych zidentyfikowano od trzech do czterech składowych łączących różne zmienne. We wszystkich grupach stwierdzono jeden wspólny komponent – łączący wykształcenie i zawód wykonywany w ostatnim miejscu pracy – który wpływa na podejmowanie kluczowych decyzji na rynku pracy. Obrazuje on kompetencje pracowników i może determinować moment dezaktywizacji zawodowej. Wyniki badania wskazują na większe znaczenie mechanizmu ekonomicznego niż uwarunkowań prawnych we wszystkich analizowanych grupach.

Słowa kluczowe: emeryci, renciści, wiek emerytalny, świadczenie przedemerytalne, bezrobotni, dezaktywizacja zawodowa, analiza głównych składowych, PCA, współczynnik Kaisera-Meyera-Olkina, test sferyczności Bartletta

1. Introduction

The decision to deactivate professionally depends on several factors determined by demographic characteristics and by one's professional background. While every individual may have their own motivation to deactivate professionally, it is crucial to check what exactly contributes to this decision on a group level. It may be a personal decision or the result of a company's actions (Armstrong-Sassen, 2008). This topic is becoming increasingly important, especially in Poland, as the population of older people is growing. Although the absolute value of the global population is rising, the study should also take into consideration the structure of a given population. In 1950, the Polish post-working population constituted 7.1% of the entire population, while in 2011 it was 17.5% and is predicted to continue to increase, especially within a longer period (Żołędowski, 2012). By 2050, Poland is likely to have one of the

oldest societies in Europe (Przybyłka, 2017). Age is one of the most important factors taken into account when labour-related decisions are made at the national level, as they have a significant impact on the overall state of the economy (Wyszkowska, 2020). The working age population shapes the national economy to the largest extent. The concept of the silver economy, on the other hand, assumes that all economic activities are to be designed to consider the fact that a large portion of the population consists of older people. Although the topic of older people is commonly studied in the sphere of economics, it tends to take the form of theoretical considerations of the determinants of labour-related decisions, while practical analyses based on recent data are crucial to taking relevant action. This article is an empirical attempt to bridge this research gap. The most important research question addressed in this paper is how different the groups of the population are and whether the same determinants lead these particular groups to professional deactivation.

There are several laws in Poland which significantly impact deactivation in the labour market. The Act of 20th April 2004 on the promotion of employment and on labour market institutions (Pol. Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy)¹ defines the responsibilities of the state in the sphere of employment protection, professional activation and mitigating the effects of unemployment. The other important law relates to old-age and disability pensions from the Social Insurance Fund.² This law indicates the conditions which have to be fulfilled to be eligible for pensions and disability pensions. The labour market and the pension system strongly interact with each other, as the former can be treated as the next stage for the latter. The decisions concerning the labour market have an ultimate influence on the lives of pensioners. Extending the period of professional activity improves the state of the labour market. It also determines how one's income is allocated throughout their life (Góra & Rutecka, 2013). The disability pension system underwent changes in 1999 as a result of its deteriorating financial state (Góra, 2014). When the reform was introduced, the population was divided into 3 groups: those born before 1st January 1949, between 1st January 1949 and 31st December 1968 and after 1st January 1969 (Błoch, 2018). The year of birth determined the system that an individual belonged to and the extent of the modifications that could be introduced to it. In addition, the amount of the pre-retirement benefit depended on the amount of the received unemployment benefit; factors which were taken into account included one's professional status and the

¹ See: https://www.ilo.org/dyn/natlex/natlex4.detail?p_isn=68870&p_lang=en.

² Act of 17th December 1998 on old-age and disability pensions from the Social Insurance Fund (Pol. Ustawa z dnia 17 grudnia 1998 r. o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych). See: https://www.ilo.org/dyn/natlex/natlex4.detail?p_lang=en&p_isn=71898.

time for which the unemployment benefit was received. The passive labour market policies, having a protective effect, play a major role in this area (Cichowicz et al., 2022).

Even though each group was subject to a different set of legal regulations, it has not been checked how socio-demographic factors influence the choice to deactivate professionally. The purpose of this study is to show the similarities and differences of older people registering as unemployed and to identify the factors that were key to professional deactivation. These issues were studied on the basis of the principal component analysis (PCA). The identified components allowed important criteria to be distinguished which determined the decision to deactivate professionally. The population was divided into five groups described below, out of which four were analysed to help understand which factors proved most influential for each group.

2. Research method

2.1. Data

The research included all people born between 1940 and 1965 in Poland, who were at least once registered as unemployed in a public employment office.³ The period selected for analysis resulted from data availability in the Polish Central Analytical and Reporting System (CeSAR). In December 2021, the research group consisted of 1,276,555 participants, out of which four groups were analysed: 136,642 were pensioners, 478,253 were disability pensioners, 149,827 were people who reached retirement age and 511,833 were people who received pre-retirement benefits. The fifth group was formed by people who did not meet the criteria to be classified in any of the four groups above. In Poland, reaching retirement age does not oblige an individual to deactivate professionally; however, if the person postpones retiring, then they cannot be in the official registry (Act of 17th December 1998 on old-age and disability pensions from the Social Insurance Fund, Act of 20th April 2004 on promotion of employment and on labour market institutions).

The studied four groups obtained different kinds of benefits having met the specific for their group legal requirements. The following part of the paper focuses on how certain socio-demographic characteristics observed among those groups determined their choice to deactivate professionally. The article presents an analysis showing in what way the groups differ from each other. The less they differ in terms

³ In Poland, a person of a working age (18–59 years – women, 18–64 years – men; the upper age limit is determined by the official retirement age) can be registered as unemployed in the public employment office.

of socio-economic characteristics, the less crucial the legal conditions of professional deactivation become and the more significant the background economic mechanism is.

The study is based on individual administrative data obtained from the CeSAR. The level of detail expressed by the data is gmina, i.e. the Polish territorial unit equivalent to a commune. The data relate to the labour market and are managed by the Ministry of Labour and Social Policy. After structuring the data, the sociodemographic characteristics of registered people were analysed. Although there are several dozen variables for each of the groups, only nine were selected for the PCA. The set of variables is identical for each group. The following points present the variables used in the PCA with the abbreviation of each one (later used in the article) given in the parentheses:

- employment office (*empl. office*) – a unique ID of each powiat (i.e. the Polish territorial unit equivalent to a county) labour office, indicating the location of the office in Poland. The highest number of registered unemployed is reported in Śląskie (16.5%), Mazowieckie (10.1%) and Dolnośląskie (8.2%) Voivodships;
- sex (*sex*) – there are 47.5% females and 52.5% males in the whole dataset:
 - pensioners: 47.2% women and 52.8% men,
 - disability pensioners: 43.6% women and 56.4% men,
 - people who reached retirement age: 65.1% women and 34.9% men (in 2022, the retirement age is 60 for women and 65 for men),
 - people who obtained pre-retirement benefits: 58.1% women and 41.9% men;
- level of education (*education*) – there are several levels (date of last registration in public employment offices: December 2021):
 - 0 – no education (14.2%),
 - 1 – primary (30.1%),
 - 2 – vocational (25.8%),
 - 3 – secondary vocational (17.7%),
 - 4 – secondary general (5.7%),
 - 5 – post-secondary (2.7%),
 - 6 – tertiary (3.8%);
- last occupation group (*last occupation*) – groups of jobs classified according to the required skills on the basis of the International Standard Classification of Occupations (ISCO) in force in a given year (date of last registration in public employment offices: December 2021):
 - 1 – representatives of public authorities, senior officials and managers (2.5%),
 - 2 – specialists (4.0%),
 - 3 – technicians and other associate professionals (8.4%),
 - 4 – office workers (9.4%),
 - 5 – service workers and vendors (22.5%),

- 6 – farmers, gardeners, foresters and fishermen (1.3%),
- 7 – industrial workers and craftsmen (21.2%),
- 8 – plant and machine operators and assemblers (10.1%),
- 9 – workers doing simple jobs (20.6%);
- major occupation group (*major occupation*) – the structure is the same as above, it indicates the most frequent occupation taken up by a person:
 - 1 – representatives of public authorities, senior officials and managers (1.9%),
 - 2 – specialists (4.0%),
 - 3 – technicians and other associate professionals (8.1%),
 - 4 – office workers (10.0%),
 - 5 – service workers and vendors (23.1%),
 - 6 – farmers, gardeners, foresters and fishermen (1.3%),
 - 7 – industrial workers and craftsmen (26.1%),
 - 8 – plant and machine operators and assemblers (9.2%),
 - 9 – workers doing simple jobs (16.3%);
- years of professional experience (*experience*) – total tenure of the person at the moment of their last registration in the employment office. The average tenure was 26.1 years;
- pre-retirement benefit (*pre-ret. benefit*) – it has two values: 0 if someone was not granted a pre-retirement benefit (97.2%) and 1 if someone obtained a pre-retirement benefit at least once (2.8%);
- year of birth (*year of birth*) – the selected range of data includes people born between 1940 and 1965. The most numerous groups are formed by individuals born in 1952 (8.2%), 1954 (8.1%) and 1951 (8.0%);
- period counted (*period counted*) – period when a person did not work, included in the period of employment, which results from a specific legal provision; it is important for determining the scope of employee rights. The periods included in this article are:
 - ZATR – period of employment (0.3%),
 - ALMP – active labour market policies (3.4%),
 - ZAS – different kinds of benefits obtained from the social assistance office (4.6%),
 - INO – all different periods that can be counted to the period of employment (91.7%).

The data were analysed using a software package for computing statistics and performing visualisation.

2.2. Principal component equations

PCA was performed to increase the interpretability of the data. It is an unsupervised multivariate statistical method (Gnanadesikan, 1977). It was recognised as one of the most important methods applied when the analysis of big datasets is concerned (Mishra et al., 2017). It can be used in different contexts, from education (Wojnar, 2020) and sustainable development (Drastichová & Filzmoser, 2019) to chemometrics (Bro & Smilde, 2014). It is, however, mainly used in the social sciences, for instance for determining GDP growth (Górecki & Łaźniewska, 2013) and analysing financial markets (Majewska, 2016). The main purpose of this method is to reduce data complexity by determining important variables which are transformed into interpretable factors (Cattell, 1973). The method was introduced in 1901 by Pearson, who focused mainly on regression (Pearson, 1901). The current concept of the method was independently developed by Hotelling (1933) as the idea of linear combinations. The analysis involves the examination of the structure of the internal dependencies in multivariate observations with the purpose of determining any possible relationships. The variables from an existing database are grouped into new orthonormal, representative factors. In other words, the said method transforms the group of variables into new interpretable factors called components which are not correlated with one another. Through this transformation the data have fewer dimensions expressed by a minimum number of components. However, it retains a similar set of information to the original database. It allows the simplification of the descriptive analysis to major components (Sanchez, 2006).

PCA identifies the components as linear combinations of observable variables (Bro & Smilde, 2014):

$$\begin{aligned} P_1 &= a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1j}X_j, \\ P_2 &= a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{2j}X_j, \\ &\dots \\ P_i &= a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ij}X_j, \end{aligned} \tag{1}$$

where:

P_k – principal components, where $k = 1, 2, 3, \dots, i$,

a_{kj} – loadings, where $k = 1, 2, 3, \dots, i$, $j = 1, 2, 3, \dots, i$,

X_j – variables, where $j = 1, 2, 3, \dots, i$.

The factors were rotated by means of the varimax method, whose main purpose is to receive a minimum number of factors with a maximum set of information (Thompson, 2004). The variables are categorical, thus, the subsystems can be solved for any combination of the variable values.

2.3. The Kaiser-Meyer-Olkin measure and Bartlett's test of sphericity

The verification of the proper use of the PCA can be based on two measurements: the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure and Bartlett's test of sphericity (Bramer, 2013). The KMO measure (being in fact an index, not a typical statistical test) provides information on sampling adequacy. The range of KMO is from 0 to 1. The closer to 1, the higher probability that the PCA is used properly, and exceeding 0.5 justifies the application of the PCA. While it is possible to calculate KMO for every single variable, the aggregated version of the indicator is sufficient. The formula for KMO is presented below (Tabachnick & Fidell, 2013):

$$KMO_j = \frac{\sum_{i \neq j} R_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} R_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} U_{ij}^2}, \quad (2)$$

where:

R_{ij}^2 – correlation matrix,

U_{ij}^2 – partial covariance matrix.

The other measure, i.e. Bartlett's test of sphericity verifies the null hypothesis in terms of whether the variables are not correlated (orthogonal). On the other hand, the alternative hypothesis checks whether the variables lack orthogonality. The significant value of less than 0.05 suggests that the PCA could be a good fit for the dataset. The null hypothesis claims that the variables in the original dataset are not correlated. The formula for Bartlett's test of sphericity is provided below (Guttman, 1954):

$$\chi^2 = -\left(n - 1 - \frac{2p + 5}{6}\right) \times \ln|R|, \quad (3)$$

where:

p – number of variables,

n – sample size,

R – correlation matrix.

3. Discussion on the results

In order to check the feasibility of performing PCA, the KMO measure and Bartlett's test of sphericity were used. The results are presented in Table 1.

Table 1. The value of KMO and Bartlett's test of sphericity, which checks the feasibility of the PCA

Specification	Pensioners	Disability pensioners	People who reached retirement age	People who had pre-retirement benefit	Total population
KMO	0.741	0.670	0.643	0.675	0.630
Test: χ^2	139,000	2,390,000	1,570,000	3,690,000	620,000
Df	36	36	36	36	36
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source: author's calculations based on the CeSAR database and STATA software.

The KMO measure for each of the four groups and total population is greater than 0.5. As regards the Bartlett test of sphericity, the significance for all groups is 0.000. Both of these measurements confirm the feasibility of the PCA.

Table 2. Eigenvalues for the components for all the analysed groups as the result of the PCA

Variable	Pensioners				Disability pensioners			
	eigen-value	diff.	pro-portion	cumm	eigen-value	diff.	pro-portion	cumm
<i>empl. office</i>	2.286	0.887	0.254	0.254	1.839	0.462	0.204	0.204
<i>sex</i>	1.398	0.287	0.155	0.409	1.377	0.334	0.153	0.357
<i>education</i>	1.111	0.093	0.123	0.533	1.043	0.047	0.116	0.473
<i>last occupation</i>	1.018	0.050	0.113	0.646	0.996	0.024	0.111	0.584
<i>major occupation</i>	0.968	0.073	0.108	0.753	0.972	0.100	0.108	0.692
<i>experience</i>	0.895	0.323	0.099	0.853	0.872	0.029	0.097	0.789
<i>pre-ret. benefit</i>	0.572	0.048	0.064	0.917	0.843	0.184	0.093	0.883
<i>year of birth</i>	0.524	0.297	0.058	0.974	0.659	0.261	0.073	0.956
<i>period counted</i>	0.228	.	0.025	1.000	0.398	.	0.044	1.000

(cont.)

Variable	People who reached retirement age				People who had pre-retirement benefit			
	eigen-value	diff.	pro-portion	cumm	eigen-value	diff.	pro-portion	cumm
<i>empl. office</i>	1.972	0.414	0.219	0.219	2.130	0.607	0.237	0.237
<i>sex</i>	1.558	0.476	0.173	0.392	1.524	0.355	0.169	0.406
<i>education</i>	1.081	0.068	0.120	0.512	1.169	0.157	0.130	0.536
<i>last occupation</i>	1.013	0.039	0.113	0.625	1.012	0.075	0.112	0.648
<i>major occupation</i>	0.974	0.034	0.108	0.733	0.937	0.165	0.104	0.752
<i>experience</i>	0.939	0.238	0.104	0.837	0.772	0.127	0.086	0.838
<i>pre-ret. benefit</i>	0.701	0.304	0.078	0.915	0.645	0.186	0.072	0.910
<i>year of birth</i>	0.397	0.032	0.044	0.959	0.458	0.104	0.051	0.961
<i>period counted</i>	0.365	.	0.041	1.000	0.354	.	0.039	1.000

Note. Eigenvalue – variance of the factor; diff. – the difference between the previous and the current factor; proportion – the share in explaining the factor; cumm – the sum of the eigenvalues. The eigenvalues higher than 1 have been marked in bold.

Source: author's calculations based on the CeSAR database.

Table 3. Component matrix for the four analysed groups that shows which variables belong to which components

Variable	Pensioners				Disability pensioners		
	comp1	comp2	comp3	comp4	comp1	comp2	comp3
<i>empl. office</i>	0.004	-0.044	-0.041	-0.791	0.012	0.030	0.442
<i>sex</i>	-0.153	0.650	0.180	-0.081	-0.253	0.431	0.025
<i>education</i>	-0.517	-0.075	-0.001	0.047	-0.444	-0.022	-0.055
<i>last occupation</i>	0.595	0.036	0.125	0.014	0.579	0.167	0.010
<i>major occupation</i>	0.584	0.007	0.105	0.024	0.624	0.142	-0.015
<i>experience</i>	-0.045	-0.705	0.128	0.075	0.044	-0.647	0.136
<i>pre-ret. benefit</i>	0.027	0.217	-0.302	0.521	0.014	0.046	0.631
<i>year of birth</i>	-0.082	-0.090	0.639	0.285	-0.096	0.585	0.010
<i>period counted</i>	-0.065	0.136	0.651	-0.087	0.055	-0.047	-0.620

(cont.)

Variable	People who reached retirement age				People who had pre-retirement benefits			
	comp1	comp2	comp3	comp4	comp1	comp2	comp3	comp4
<i>empl. office</i>	0.013	0.069	-0.232	0.716	-0.152	-0.103	-0.580	0.182
<i>sex</i>	0.305	0.634	0.004	-0.037	0.472	0.256	-0.363	0.060
<i>education</i>	0.455	-0.142	0.219	-0.083	0.422	-0.100	0.396	-0.080
<i>last occupation</i>	-0.506	0.263	0.204	0.008	-0.277	0.606	0.108	-0.072
<i>major occupation</i>	-0.557	0.254	0.178	0.003	-0.337	0.584	0.095	-0.031
<i>experience</i>	0.122	-0.340	0.564	0.102	-0.326	-0.314	0.415	0.121
<i>pre-ret. benefit</i>	0.040	0.047	0.458	0.617	0.173	0.133	0.418	0.204
<i>year of birth</i>	0.336	0.562	0.138	-0.023	0.499	0.293	0.084	0.049
<i>period counted</i>	-0.054	0.074	0.528	-0.294	-0.018	0.057	0.032	0.945

Note. Comp – component. The values in bold indicate which variables belong to a component.

Source: author's calculations based on the CeSAR database.

Table 2 presents the eigenvalues and the variance for each component. The eigenvalue corresponds with the correlation matrix. The number of eigenvalues is the same as the number of components. The critical part of the PCA is the selection of the proper number of components. The literature presents many methods of achieving the above, but the Kaiser criterion tends to be used most often. It involves considering only those variables whose initial eigenvalues are greater than one, which guarantees that they provide more information than the initial variables. The variation of more than one initial variable is thus explained (Kaiser, 1960), as the component can be selected only when it explains the same amount of or more information compared to the initial variable.

The sum of the variance of all the initial variables is equal to the sum of the variables of the principal components. Since the first few components contain most of the information, the number of components can be reduced. The first principal component is most significant, as it provides the maximum possible amount of information. The second principal component is the second most significant, as it

contains the maximum left information from the data, and so on. Every new component creates a new analysis axis.

The main purpose of Table 2 is to determine the number of components. The eigenvalue is greater than one for four components, except for the disability pensioners group. As a result, there are four components for pensioners, three components for disability pensioners, four components for people who reached retirement age and four components for people with pre-retirement benefits.

Table 3 was designed to determine which initial variables belong to every single component, which was achieved by assigning the highest variable loading to each component.

For pensioners, the first component is associated with gaining knowledge. There are three variables which constitute this component: education, last occupation group with the same sign and major occupation group with opposite sign. This component can be understood as an individual's 'professional path'. The second component encompasses sex and year of professional experience with the opposite direction and so may be described as 'the sex in the labour market'. The third component includes year of birth and period counted with not only the same direction, but also the same value. It can be named as 'decisions on the labour market based on age'. The fourth component includes employment office and pre-retirement benefits, hence it can be referred to as 'inclination to receive pre-retirement benefits based on location'. The first three components depict the situation before professional deactivation and the fourth one is mainly connected with pre-retirement. It means that socio-demographic variables are important for pensioners when deciding to cease working.

When it comes to disability pensioners, the first component includes the same variables with the same direction as for pensioners, but with slightly different values. This 'professional path' depends mainly on the last occupation group and major occupation group, while the level of education has the lowest impact. The second component consists of mainly experience and year of birth, but also sex, thus, it can be labelled as the 'trajectory in the labour market from the perspective of the sex'. The third component includes the poviats labour office information about pre-retirement benefits, but the period counted variable belongs with the opposite direction. The name for it can be 'direction in the labour market'. This group has the lowest number of components, which may incline that among all the analysed groups, this one is the most homogenous.

The structures of variables for people who reached pre-retirement age is similar to those of pensioners, as are the values of the analysed variables. The first component includes the same variables (level of education, last occupation group, major occupation group), but the direction of them is exactly opposite. Therefore, the

following variables are of similar values: education, last occupation, major occupation. The second component includes year of birth and sex. It can be perceived as ‘importance of age and sex’. The third component includes experience and period counted with the same value and direction, thus it can be called the ‘trajectory in the labour market’. The last component focuses on the employment office and pre-retirement benefits, so it can be described as ‘location and pre-retirement benefit’.

The structure of the components for people who received pre-retirement benefits is slightly different. The first component involves the following variables: sex, education and age with the same value and direction, thus it can be understood as the ‘relation between age and gender in the context of the labour market’. The second component includes two variables solely describing occupation: last occupation group and major occupation group, so it can be referred to as the ‘impact of the standard and previous job’. This implies a strong connection between the current job and the previous one. In this group, major occupation is most stable among all the studied groups. The third component is based on data on the poviatt labour office with one direction, while experience and pre-retirement benefits on the opposite. It may be called ‘location and benefits in the labour market’. The fourth component includes only one variable, i.e. period counted, therefore the name of the component is the same. Its value is the highest for all the components for all the groups (0.945).

Table 4 and Table 5 present information relating to the total population. Table 4 is sorted by decreasing eigenvalues and Table 5 shows how components are displayed for all the variables.

Table 4. Eigenvalues for the components relating to the total population

Variable	Eigenvalue	Diff.	Proportion	Cumm
<i>empl. office</i>	1.701	0.266	0.189	0.189
<i>sex</i>	1.435	0.357	0.159	0.349
<i>education</i>	1.078	0.048	0.120	0.468
<i>last occupation</i>	1.030	0.093	0.115	0.583
<i>major occupation</i>	0.937	0.097	0.104	0.687
<i>experience</i>	0.840	0.040	0.093	0.780
<i>pre-ret. benefit</i>	0.801	0.098	0.089	0.869
<i>year of birth</i>	0.702	0.228	0.078	0.947
<i>period counted</i>	0.475	.	0.053	1.000

Note. As in Table 2.

Source: author's calculations based on the CeSAR database and STATA software.

Table 5. Component matrix for the total population

Variable	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4
<i>empl. office</i>	-0.139	-0.190	0.418	0.674
<i>sex</i>	0.387	0.244	0.085	0.498
<i>education</i>	0.500	0.051	-0.056	-0.350
<i>last occupation</i>	-0.345	0.524	0.099	-0.113
<i>major occupation</i>	-0.471	0.475	0.119	-0.072
<i>experience</i>	-0.126	-0.463	0.313	-0.255
<i>pre-ret. benefit</i>	0.431	0.393	0.145	0.025
<i>year of birth</i>	0.190	0.176	0.405	-0.119
<i>period counted</i>	-0.060	0.043	-0.713	0.280

Note. As in Table 3.

Source: author's calculations based on the CeSAR database and STATA software.

The first component includes information on education and eligibility for pre-retirement benefits, so it can be called the 'correlation of the level of education and the professional path in the labour market'. It shows information both from the beginning and the end of the labour market trajectory. The second component includes data on professional activity, namely the last occupation and major occupation group in one direction and experience in the opposite direction. It can be labelled as the 'theoretical and practical background'. It encompasses all the information gathered throughout an individual's lifecycle. The third component includes two variables in the same direction: year of birth and period counted. It can be called 'how age matters in the period counted'. The fourth component involves the employment office number and sex variables, so it can be referred to as 'sex-based differentiation in poviats labour offices'.

In all of the groups, occupation and education are interconnected. The way in which professional deactivation occurred proved not so important. Although the analysed data relates to people who in most cases finished their formal education 20 and more years ago, this education remains important even in the last stage of an individual's professional life. The most volatile variable was period counted – it was connected with different variables in each of the subgroups. In every subgroup not only the content of the components was different, but also the values of the variables. It shows the heterogeneity among the subgroups, which results in different policies being applied to the particular groups.

4. Conclusions

The analysed dataset related to older people born between 1940 and 1965, registered at least once in a public employment office. The purpose of the research was met as the most important factors behind professional deactivation were identified. The

PCA was conducted to extract important information from the original variables showing maximum variability. The correct application of the method was verified and confirmed by the KMO measure and Bartlett's test of sphericity. The results of this study allowed determining which variables were most considered when those registered as unemployed in public employment offices in Poland faced the decision to deactivate professionally. The study included five groups: pensioners, disability pensioners, people who reached retirement age, those who received pre-retirement benefits, and the total population. The analysis enabled focusing only on those variables which proved relevant in the decision-making process concerning each specific group of people, which policymakers are responsible for. The economics mechanism tends to be more important than the legal conditions.

The identification of the factors which determine the decision on professional deactivation allows policymakers to focus on those specific characteristics which matter the most within each group. Policymakers can therefore create more insightful programmes and opportunities, suited to the needs of the specific groups, thus contributing to a higher quality of life. The wide scope of historical data enables making predictions as to which programmes are likely to be needed in the future. The created components tend to provide two types of information: demographic characteristics and geographical traits. Most of the components remain different for all of the groups in terms of their structure and number. Even if some components include the same variables, the direction and especially the value of the variable differs. The only component that is common for all of the analysed groups is that relating to the education and occupation of a person. These variables are clearly important when planning to deactivate professionally. This information should be prioritised when working on programmes aiming to benefit older people.

The limitations of this study largely result from the scope of the dataset. Had there been more variables available, the content of the components would have provided more information on the population structure. The determinants of professional deactivation depend not only on the components indicated in the article; nevertheless, all the available ones were analysed. The other factors which are relevant include health or the family situation of an individual. The further direction for this study can be the measurement of the effectiveness of programmes focusing on the needs of older people. It is necessary to consider the regulations in effect during the period relating to the data from the analysed database. The conclusions of the analysis may be helpful in improving the regulations concerning older people that would apply during their professional deactivation.

Acknowledgements

This article was prepared within the *Registered unemployment as a non-traditional route to non-participation of older workers. Recurrent event longitudinal data analysis* project (UMO-2018/30/E/HS4/00335), financed by the National Science Centre, Poland.

References

- Armstrong-Sassen, M. (2008). Organisational Practices and the Post-retirement Employment Experience of Older Workers. *Human Resource Management Journal*, 18(1), 36–53. <https://doi.org/10.1111/j.1748-8583.2007.00057.x>.
- Błoch, W. (2018). Niespójność systemu emerytalnego i systemu rentowego w Polsce. *Gospodarka w Praktyce i Teorii*, 53(4), 27–39. <https://doi.org/10.18778/1429-3730.53.02>.
- Bramer, M. (2013). *Principles of Data Mining* (2nd edition). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4471-4884-5>.
- Bro, R., & Smilde, A. K. (2014). Principal component analysis. *Analytical Methods*, 6(9), 2812–2831. <https://doi.org/10.1039/c3ay41907j>.
- Cattell, R. B. (1973). *Factor analysis. An Introduction and Manual for the Psychologist and Social Scientist*. Greenwood Press.
- Cichowicz, E., Flaszyńska, E., Gałęcka-Burdziak, E., & Bolesta, K. (2022). Zasiłki i świadczenia przedemerytalne – przedwczesna dezaktywizacja zawodowa osób nie w późnym wieku?. *Praca i Zabezpieczenie Społeczne*, (7), 14–23. <https://doi.org/10.33226/0032-6186.2022.7.4>.
- Drastichová, M., & Filzmoser, P. (2019). Ocena zrównoważonego rozwoju za pomocą analizy skupień i analizy głównych składników. *Problemy Ekorozwoju. Problems of Sustainable Development*, 14(2), 7–24.
- Gnanadesikan, R. (1977). *Methods for Statistical Data Analysis of Multivariate Observations* (2nd edition). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118032671>.
- Góra, M. (2014). Redesigning pension systems. *IZA World of Labor*, (51), 1–10. <https://doi.org/10.15185/izawol.51>.
- Góra, M., & Rutecka, J. (2013). System emerytalny. In M. Kiełkowska (Eds.), *Rynek pracy wobec zmian demograficznych* (pp. 162–179). Instytut Obywatelski.
- Górecki, T., & Łazniewska, E. (2013). Funkcjonalna analiza składowych głównych PKB. *Wiadomości Statystyczne*, 58(4), 23–34. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2013/4/023-034>.
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, 19(2), 149–161. <https://doi.org/10.1007/BF02289162>.
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of Educational Psychology*, 24(6), 417–441. <https://doi.org/10.1037/h0071325>.
- Kaiser, F. H. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141–151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>.

- Majewska, E. (2016). Zastosowanie metody głównych składowych do analizy integracji rynków finansowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (4 cz. 2), 227–236. <https://doi.org/10.18276/frfu.2016.4.82/2-18>.
- Mishra, S. P., Sarkar, U., Taraphder, S., Datta, S., Swain, D. P., Saikhom, R., Panda, S., & Laishram, M. (2017). Multivariate Statistical Data Analysis – Principal Component Analysis (PCA). *International Journal of Livestock Research*, 7(5), 60–78.
- Pearson, K. (1901). On Lines and Planes of Closest Fit to System of Points in Space. *Philosophical Magazine*, 2(11), 559–572. <https://doi.org/10.1080/14786440109462720>.
- Przybyłka, A. (2017). Starzenie się ludności w Polsce jako wyzwanie dla systemu ochrony zdrowia. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (309), 179–190. https://www.ue.katowice.pl/fileadmin/user_upload/wydawnictwo/SE_Artyku%C5%82y_291_320/SE_309/16.pdf.
- Sanchez, J. (2006). Handbook of Univariate and Multivariate Data Analysis and Interpretation with SPSS. *Journal of Statistical Software, Book Reviews*, 16(4), 1–3. <https://doi.org/10.18637/jss.v016.b04>.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th edition). Pearson.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding Concepts and Application*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10694-000>.
- Ustawa z dnia 17 grudnia 1998 r. o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych (Dz.U. 1998 nr 162, poz. 1118 ze zm.).
- Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz.U. 2004 nr 99, poz. 1001 ze zm.).
- Wojnar, J. (2020). Zróżnicowanie wykorzystania technologii informacyjno-komunikacyjnych w krajach Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 65(8), 39–56. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.3526>.
- Wyszkowska, D. (2020). Senior economy in Poland. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 65(5), 9–26. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.1330>.
- Żołędowski, C. (2012). Starzenie się ludności – Polska na tle Unii Europejskiej. *Problemy Polityki Społecznej*, (17), 29–43. <http://www.problempolitykispolecznej.pl/Starzenie-sie-ludnosci-n-Polska-na-tle-Unii-Europejskiej,123771,0,1.html>.

Wydatki na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi¹

Małgorzata Ćwiek^a, Agnieszka Wałęga^b

Streszczenie. Zasadniczym celem funkcjonowania gospodarstw domowych jest jak najpełniejsze zaspokojenie potrzeb ich członków. Jedną z głównych potrzeb, zwłaszcza w przypadku gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi, jest ochrona zdrowia, a to wymaga ponoszenia odpowiednio dużych nakładów finansowych. Celem badania omawianego w artykule jest poznanie prawidłowości w zakresie kształtowania się wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi, ocena znaczenia wydatków na zdrowie w strukturze wydatków tych gospodarstw oraz próba identyfikacji determinant wydatków na zdrowie. W badaniu wykorzystano dane indywidualne o gospodarstwach domowych pochodzące z dwóch edycji badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzanego przez GUS: 2009 i 2019. Przeanalizowano różnicowanie poziomu i struktury wydatków na zdrowie gospodarstw domowych w Polsce, a do identyfikacji determinant tych wydatków zastosowano model potęgowo-wykładniczy. Z badania wynika, że gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi mają do dyspozycji niższy dochód niż gospodarstwa bez takich osób, a muszą przeznaczać większe środki na ochronę zdrowia. Wydatki na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi są determinowane głównie wiekiem, poziomem dochodu, obecnością w gospodarstwie osoby o znacznym stopniu niepełnosprawności i źródłem utrzymania.

Słowa kluczowe: wydatki na zdrowie, gospodarstwo domowe, osoba niepełnosprawna

JEL: D12, I14, R20

Health expenditure in households with disabled people

Abstract. The major goal of a household is to maximise the satisfaction of the needs of its members through the consumption of appropriate goods and services. One of the main needs, especially in households with people with disabilities, is health protection, which entails comparatively large financial outlays. The aim of this study is to recognise regularities in health expenditure of households with disabled people, to assess the significance of health

¹ Artykuł został opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na XV Międzynarodowej Konferencji Naukowej im. Profesora Aleksandra Zeliasia na temat „Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych”, która odbyła się w dniach 9–12 maja 2022 r. w Zakopanem / The article is based on a paper delivered at the 15th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena, held on 9–12 May 2022 in Zakopane.

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kolegium Ekonomii, Finansów i Prawa, Instytut Metod Ilościowych w Naukach Społecznych, Polska / Cracow University of Economics, College of Economics, Finance, and Law, Institute of Quantitative Methods in Social Sciences, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6375-098X>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: cwiekm@uek.krakow.pl.

^b Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kolegium Ekonomii, Finansów i Prawa, Instytut Metod Ilościowych w Naukach Społecznych, Polska / Cracow University of Economics, College of Economics, Finance, and Law, Institute of Quantitative Methods in Social Sciences, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6386-0433>. E-mail: walegaa@uek.krakow.pl.

expenditure in the structure of these households' expenditure, and to attempt to identify the determinants of health expenditure. The study is based on data obtained from two editions of Statistics Poland's household budget survey, performed in 2009 and in 2019. The study presents an analysis of the diversification of the level and structure of the health-related expenditure of households in Poland. The power-exponential model was used to identify the determinants of these expenses. The analysis shows that households with disabled people have a lower disposable income and, at the same time, incur higher health expenses. Health-related expenditure in households with disabled people is mainly determined by: age, level of income, the fact whether a household member/members is/are a person/s with a significant degree of disability, and source of income.

Keywords: health expenditure, household, disabled people

1. Wprowadzenie

Według szacunków Światowej Organizacji Zdrowia (World Health Organization [WHO], 2011) liczba osób niepełnosprawnych na świecie przekracza 1 mld. Ponad 200 mln spośród nich doświadcza trudności w codziennym funkcjonowaniu, a szacuje się, że w związku z wydłużaniem się czasu trwania życia będzie ich coraz więcej. W Polsce – zgodnie z danymi z Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań (NSP) 2011 – liczba osób niepełnosprawnych wynosiła niemal 4,7 mln, co stanowiło 12,2% ludności (Główny Urząd Statystyczny [GUS], 2013), a prawne potwierdzenie niepełnosprawności posiadało ponad 3,1 mln osób w wieku 16 lat i starszych. Z kolei z Europejskiego Ankietowego Badania Zdrowia (European Health Interview Survey – EHIS), którego przedmiotem była m.in. niepełnosprawność biologiczna, wynika, że w 2014 r. odsetek osób niepełnosprawnych w Polsce wynosił 20,3%, a w 2019 r. – 22,6% (GUS, 2021). Różnice w szacowaniu liczby osób niepełnosprawnych wynikają z przyjęcia różnych definicji niepełnosprawności i różnych metod prowadzenia wymienionych badań.

Niepełnosprawność biologiczna jest definiowana jako odczuwanie ograniczeń w wykonywaniu zwykłych (podstawowych) czynności życiowych odpowiednich dla wieku danej osoby. Zakłada się przy tym, że niemożność wykonywania podstawowych czynności życiowych musi trwać lub być przewidywana na okres co najmniej sześciu miesięcy (GUS, 2013). Natomiast niepełnosprawność prawna, zgodnie z art. 1 Ustawy z dnia 27 sierpnia 1997 r. o rehabilitacji zawodowej i społecznej oraz zatrudnianiu osób niepełnosprawnych, jest przypisywana osobom, których stan fizyczny, psychiczny lub umysłowy trwale lub okresowo utrudnia, ogranicza bądź uniemożliwia wypełnianie ról społecznych, a w szczególności – wykonywanie pracy zawodowej, i które uzyskały orzeczenie o niepełnosprawności w stopniu znacznym, umiarkowanym lub lekkim albo orzeczenie o całkowitej lub częściowej niezdolności do pracy, a jeżeli nie ukończyły 16. roku życia – orzeczenie o rodzaju i stopniu niepełnosprawności.

Zakres i społeczne skutki niepełnosprawności sprawiają, że stanowi ona ważny problem społeczny, który wymaga prowadzenia stosownej polityki w celu zapewnienia

nia należytych warunków życia osobom niepełnosprawnym i ich rodzinom. Osoby niepełnosprawne są w większym stopniu zagrożone ubóstwem i wykluczeniem społecznym. Dotyczy to zarówno ubóstwa w ujęciu obiektywnym, mierzonego poziomem dochodów czy wyposażeniem gospodarstwa domowego, jak i subiektywnej oceny własnej sytuacji finansowej (Bakalarczyk, 2020; Pinilla-Roncancio i Alkire, 2020; Sochańska-Kawiecka, 2017; Ulman, 2011). Taki stan rzeczy jest spowodowany z jednej strony małą aktywnością ekonomiczną osób niepełnosprawnych, a z drugiej strony – ich niskimi dochodami z pracy (Jones i in., 2014). Niższym niż przeciętne dochodom towarzyszą zwykle zwiększone potrzeby wynikające z niepełnosprawności. Gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi, aby osiągnąć taki sam poziom życia jak gospodarstwa osób pełnosprawnych, potrzebują dodatkowych środków pieniężnych (Zaidi i Burchardt, 2005). Większe koszty wynikające z niepełnosprawności – oprócz kosztów bezpośrednich związanych z opieką zdrowotną, niezbędnym wyposażeniem mieszkania czy transportem – obejmują także koszty pośrednie, takie jak bezrobocie, niepełne zatrudnienie czy niższe pensje, a także małą dostępność potrzebnych dóbr i usług (Banks i in., 2021).

Zgodnie z danymi WHO (2011) i wynikami EHIS (GUS, 2015) osoby niepełnosprawne charakteryzują się przeciętnie gorszym stanem zdrowia niż reszta populacji. Niejednokrotnie zmagają się nie tylko ze swoją niepełnosprawnością, lecz także ze schorzeniami wtórnymi, chorobami współistniejącymi oraz schorzeniami związanymi z wiekiem. Co więcej, niepełnosprawność wiąże się z wyższym prawdopodobieństwem występowania zachowań ryzykownych, takich jak palenie tytoniu, nieodpowiednia dieta i brak aktywności fizycznej, co również może prowadzić do pogorszenia stanu zdrowia.

Według danych GUS (2022b) odsetek osób z niepełnosprawnością prawną oceniających swój stan zdrowia jako bardzo dobry lub dobry wynosi 34,4%, a osób bez niepełnosprawności prawnej – 72,3%. Natomiast za zły lub bardzo zły swój stan zdrowia uważa 25,0% osób z niepełnosprawnością prawną i 4,6% osób bez niepełnosprawności prawnej. Gorszy przeciętny stan zdrowia niejednokrotnie wymaga częstszych wizyt u lekarza i badań diagnostycznych, tymczasem – zgodnie z wynikami badań EU-SILC w Polsce – 31,2% osób z orzeczoną niepełnosprawnością prawną stwierdziło, że ich potrzeby w zakresie leczenia lub diagnostyki nie zostały zaspokojone wtedy, gdy było to konieczne, podczas gdy w przypadku osób bez orzeczonej niepełnosprawności było to 22,9% (GUS, 2022a). Jako główne powody niezaspokojenia potrzeb w tym zakresie wskazywano ograniczenia związane z pandemią COVID-19 (78,5% badanych), długą listą oczekujących na poradę lekarską lub badanie (8,8%) i brak wystarczających środków (3,7%). Z kolei niezaspokojenie potrzeb w zakresie usług rehabilitacyjnych czy brak dostępu do urządzeń wspomagających powodują pogorszenie ogólnego stanu zdrowia, ograniczenie aktywności i uczestnictwa w życiu społecznym oraz obniżenie jakości życia. Wydaje się więc, że zwiększe-

nie dostępu osób niepełnosprawnych do świadczeń zdrowotnych: usług i urządzeń rehabilitacyjnych oraz odpowiedniego leczenia chorób już występujących i profilaktyki stanowią podstawę poprawy stanu zdrowia. A poprawa stanu zdrowia została uznana przez WHO (2015) za kluczowy czynnik umożliwiający osobom niepełnosprawnym edukację, zatrudnienie i uczestnictwo w życiu publicznym.

Biorąc pod uwagę to, jak ważne dla osób niepełnosprawnych jest zachowanie zdrowia, przeprowadzono badanie wydatków na zdrowie w budżetach gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi. Jego celem jest poznanie prawidłowości w zakresie kształtowania się wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi, ocena roli wydatków na zdrowie w strukturze wydatków gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi oraz próba identyfikacji determinant wydatków na zdrowie.

2. Metoda badania

W badaniu wykorzystano dane z reprezentacyjnego badania budżetów gospodarstw domowych (BBGD)² przeprowadzanego przez GUS. Analizy ogólnej sytuacji gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi dokonano na podstawie danych z kolejnych edycji badania z okresu 2010–2020, a analizy wydatków na zdrowie ponoszonych przez takie gospodarstwa – na podstawie edycji 2009 i 2019. Zbiór danych pochodzących z badania przeprowadzonego w 2019 r. obejmuje 35 923 obserwacje gospodarstw domowych oraz 93 674 osoby będące ich członkami, z których 7007 miało orzeczoną niepełnosprawność o ustalonym stopniu (znacznym, umiarkowanym lub lekkim). Wśród badanych gospodarstw było 6061 z osobami niepełnosprawnymi, co oznacza, że w skład części gospodarstw wchodziła więcej niż jedna osoba niepełnosprawna. Aby ocenić kierunki zmian w czasie w kształtowaniu się wydatków na zdrowie w badanych gospodarstwach, oprócz danych za 2019 r. przeanalizowano także dane za 2009 r. Zbiór danych pochodzących z badania z 2009 r. dotyczył 37 302 gospodarstw domowych; do 8432 spośród nich należały osoby niepełnosprawne.

Wydatki na zdrowie można podzielić na trzy grupy (GUS, 2018):

- koszty zakupu artykułów medyczno-farmaceutycznych oraz urządzeń i sprzętu medycznego, do których należą m.in. leki, szczepionki, zielarskie produkty farmaceutyczne, a także urządzeń terapeutycznych i innych artykułów służących ochro-

² W BBGD kryterium wyróżniającym osoby niepełnosprawne spośród ogółu badanych członków gospodarstw domowych jest posiadanie aktualnego orzeczenia wydanego przez uprawniony organ, a zatem badanie to pozwala zidentyfikować osoby z niepełnosprawnością prawną niezależnie od ich wieku. Informacje o niepełnosprawności uzyskuje się z kwestionariusza BR-01a, w którym respondent deklaruje, czy posiada aktualne orzeczenie o inwalidztwie, niepełnosprawności oraz o jej stopniu. Uwzględnia się trzy stopnie niepełnosprawności oraz orzeczenie o niepełnosprawności w przypadku osób bez ustalonego stopnia niepełnosprawności (Ćwiek i in., 2022).

nie zdrowia, takich jak: okulary, protezy kończyn, protezy zębowe, obuwie ortopedyczne, aparaty słuchowe czy termometry;

- opłaty za usługi ambulatoryjne i świadczenia medycyny niekonwencjonalnej: porady lekarskie, zabiegi chirurgiczne, badania diagnostyczne, usługi dentystyczne i protetyczne, zabiegi pielęgnacyjne, opiekę nad chorymi i zabiegi medycyny niekonwencjonalnej;
- opłaty za usługi szpitalne i sanatoryjne, w tym opłaty administracyjne związane z leczeniem szpitalnym, za zakwaterowanie, wyżywienie osób przebywających w szpitalu, porady lekarskie, badania diagnostyczne, zabiegi pielęgnacyjne itp.

W badaniu omawianym w niniejszym artykule przeprowadzono analizę ogólnej sytuacji gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi, a następnie przedstawiono rozkład wydatków na zdrowie i ich udział w strukturze wydatków gospodarstw domowych oraz dokonano szczegółowej analizy struktury wydatków na zdrowie. Brano pod uwagę tylko te gospodarstwa, które faktycznie ponosiły wydatki na zdrowie.

Do opisu kształtowania się wydatków na zdrowie w zależności od cech społeczno-ekonomiczno-demograficznych gospodarstw domowych zaproponowano modele liniowy, wykładniczy oraz potęgowo-wykładniczy. Na podstawie przeprowadzonej analizy stwierdzono, że do danych empirycznych najlepiej dopasowują się, tzn. mają najwyższy współczynnik determinacji, modele mieszane (potęgowo-wykładnicze) o postaci (Ulman, 2015):

$$y_i = \alpha_0 \prod_{j=1}^S x_{ij}^{\alpha_j} \cdot \exp(\alpha_{s+1}x_{is+1} + \alpha_{s+2}x_{is+2} + \dots + \alpha_k x_{ik} + \varepsilon_i). \quad (1)$$

Po obustronnym zlogarytmowaniu model ma postać:

$$\ln y_i = \ln \alpha_0 + \sum_{j=1}^S \alpha_j \ln x_{ij} + \alpha_{s+1}x_{is+1} + \alpha_{s+2}x_{is+2} + \dots + \alpha_k x_{ik} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie:

- y_i – wydatki na zdrowie na osobę w i -tym gospodarstwie domowym,
- x_{ij} – wartość j -ej zmiennej objaśniającej dla i -tego gospodarstwa domowego,
- α_j – parametr stojący przy j -ej zmiennej objaśniającej,
- ε_i – wartość składnika losowego dla i -tego gospodarstwa domowego.

Wartości parametrów strukturalnych modelu zostały oszacowane za pomocą metody najmniejszych kwadratów (MNK). Modelowaniu poddano wydatki na zdrowie na osobę w postaci zmiennej *logarytm naturalny wydatków na zdrowie na osobę*. Do zestawu hipotetycznych cech objaśniających zaproponowano następujące cechy społeczno-ekonomiczne gospodarstw domowych:

- miesięczny dochód w zł na osobę (DOCH/OS);
- liczba osób niepełnosprawnych w gospodarstwie domowym (LNPS);

- obecność w gospodarstwie domowym osoby o znacznym stopniu niepełnosprawności (ZNACZNY) – zmienna zero-jedynkowa: 1 – obecna, 0 – nieobecna;
- klasa miejscowości zamieszkania gospodarstwa domowego (KLM): wieś, miasto do 100 tys. mieszkańców, miasto powyżej 100 tys. mieszkańców;
- główne źródło utrzymania gospodarstwa domowego – pięć zmiennych zero-jedynkowych identyfikujących gospodarstwa: utrzymujących się z pracy na własny rachunek (WŁRACH; kategoria odniesienia), pracowników (PRAC), rolników (ROL), emerytów/rencistów (EMER), utrzymujących się ze źródeł niezarobkowych (NIEZ);
- ocena sytuacji materialnej gospodarstwa domowego (OSM): zła, raczej zła, przeciętna, raczej dobra, dobra

oraz cechy związane z osobą odniesienia³:

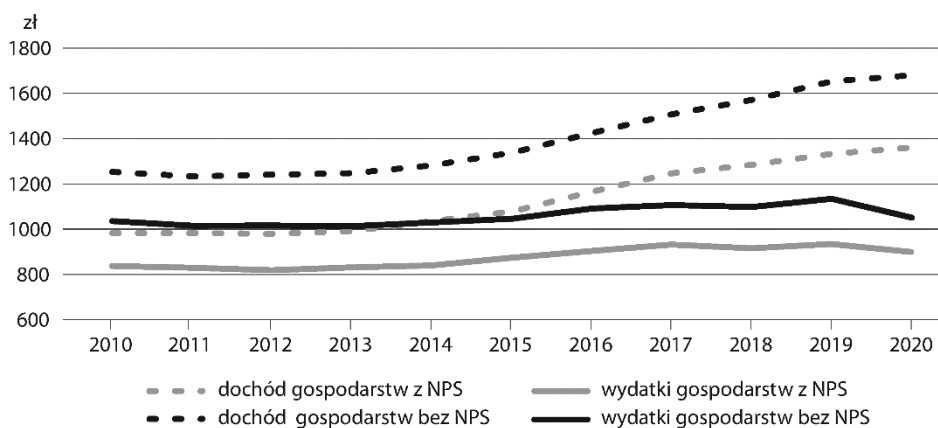
- wiek (WIEK);
 - płeć (PŁ);
 - poziom wykształcenia (WYKSZT): co najwyżej zawodowe, średnie i wyższe.
- Zmienne DOCH/OS i WIEK wprowadzono do modeli w postaci zlogarytmowanej. Wszystkie obliczenia wykonano przy użyciu pakietu Statistica 13.

3. Wyniki badania

W okresie 2010–2020 poprawiła się ogólna sytuacja materialna mierzona poziomem dochodu i wydatków na osobę w gospodarstwach domowych – zarówno z osobami niepełnosprawnymi, jak i bez takich osób – (wykr. 1). Realny wzrost dochodu w gospodarstwach z osobami niepełnosprawnymi wyniósł ok. 38%, a w gospodarstwach bez osób niepełnosprawnych – ok. 34%. Nastąpił również wzrost wydatków, ale nie był on tak znaczący jak wzrost dochodu. Ponadto zmniejszył się dystans pomiędzy dochodami analizowanych gospodarstw. W 2010 r. stosunek dochodu gospodarstw bez osób niepełnosprawnych do dochodu gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi wynosił 127%, a w 2020 r. – 123%.

Pomimo ogólnej poprawy sytuacji materialnej gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi pozostaje ona nadal gorsza niż sytuacja gospodarstw bez osób niepełnosprawnych. Jak wskazuje Ostrowska (2015), przyczyną takiego stanu rzeczy może być m.in. niski poziom zatrudnienia osób niepełnosprawnych, co przekłada się na niższe dochody uzyskiwane z pracy, nawet jeżeli są one wsparte świadczeniami rentowymi czy opiekuńczymi. A to niejednokrotnie prowadzi do ubóstwa lub wykluczenia społecznego (Bakalarczyk, 2020; Frączek, 2021).

³ Za osobę odniesienia uważa się członka gospodarstwa domowego, który ukończył 16 lat i przez dłuższy czas osiąga stały dochód, najwyższy spośród dochodów wszystkich członków gospodarstwa, przeznaczony na potrzeby jego członków (GUS, 2018).

Wykr. 1. Miesięczny dochód na osobę oraz wydatki na osobę w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych (według cen z 2010 r.)

Uwaga. Gospodarstwa z NPS – gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi, gospodarstwa bez NPS – gospodarstwa domowe bez osób niepełnosprawnych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

O gorszej sytuacji materialnej gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi świadczy również ich samoocena sytuacji finansowej (tabl. 1). Ponad 32% gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi musi na co dzień bardzo oszczędnie gospodarować pieniędzmi, a blisko 3% twierdzi, że środki, którymi dysponują, nie wystarczają im nawet na zaspokojenie podstawowych potrzeb. Rozkład odpowiedzi w przypadku gospodarstw domowych bez osób niepełnosprawnych jest przesunięty w stronę opinii świadczących o lepszej sytuacji materialnej. Podobne wyniki uzyskała Florek-Łuszczki (2014) w badaniu dotyczącym sytuacji bytowej niepełnosprawnych mieszkańców wsi – większość respondentów zadeklarowała, że ogranicza wydatki, aby zaspokoić niezbędne potrzeby, a niemal co piąty stwierdził, że posiadane zasoby finansowe uniemożliwiają mu wykupienie większości lub części leków.

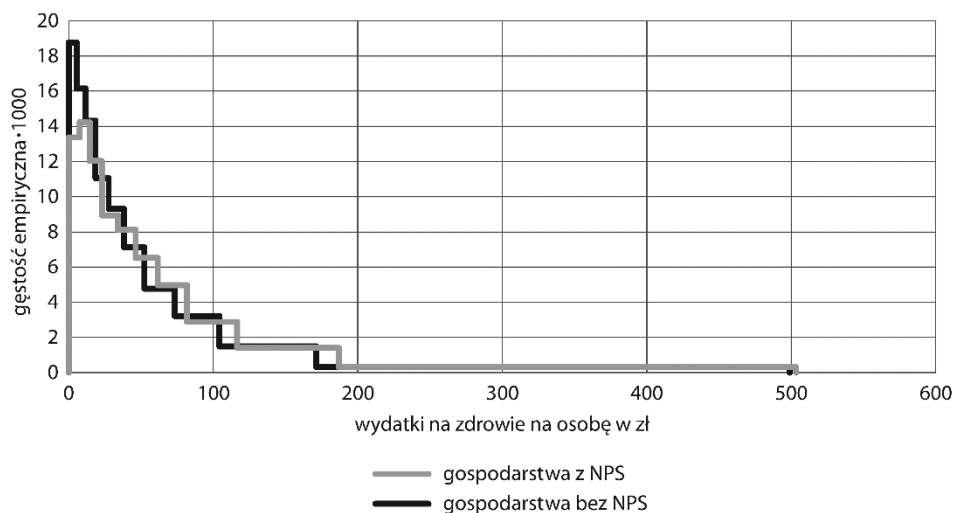
Tabl. 1. Sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych w 2019 r. – odsetek odpowiedzi

Odpowiedzi	Gospodarstwa domowe	
	z osobami niepełnosprawnymi	bez osób niepełnosprawnych
Możemy pozwolić sobie na pewien luksus	1,33	2,88
Starcza nam na wiele bez specjalnego oszczędzania	11,20	21,18
Starcza nam na co dzień, ale musimy oszczędzać na poważniejsze zakupy	52,02	55,33
Musimy na co dzień gospodarować bardzo oszczędnie	32,64	19,59
Nie starcza nam nawet na podstawowe potrzeby	2,80	1,02

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

W gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi niejednokrotnie pojawiają się dodatkowe potrzeby, które wymuszają zwiększenie wydatków, szczególnie tych dotyczących zdrowia, w tym na leczenie i rehabilitację czy opiekę długoterminową. Empiryczny rozkład wydatków na zdrowie (wykr. 2) wskazuje na ich prawostronną asymetrię oraz przesunięcie rozkładu w stronę wyższych wydatków ponoszonych przez gospodarstwa z osobami niepełnosprawnymi. Wyższa jest zarówno średnia, jak i mediana analizowanych wydatków (tabl. 2). W 2009 r. miary te były wyższe niż w gospodarstwach domowych bez osób niepełnosprawnych odpowiednio o 17% i 23%. W 2019 r. dysproporcje te znacząco się pogłębiły. Średnie wydatki na zdrowie w gospodarstwach z osobami niepełnosprawnymi były o 29% wyższe niż średnie wydatki gospodarstw bez osób niepełnosprawnych, a różnica pomiędzy medianami wynosiła 36%. Na większe miesięczne wydatki na zdrowie gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi wskazują również np. Piętka-Kosińska (2012) i Ulman (2011).

Wykr. 2. Rozkład empiryczny wydatków na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych w 2019 r.



Uwaga. Jak przy wykry. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Ponadto należy zauważyć, że ponoszenie wydatków na zdrowie jest wykazywane przez większy odsetek gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi niż gospodarstw bez takich osób. W 2019 r. 89% gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi ponosiło wydatki na zdrowie i udział ten wzrósł w porównaniu z 2009 r. (tabl. 2), a w przypadku gospodarstw bez osób niepełnosprawnych odsetek ten wyniósł nieco ponad

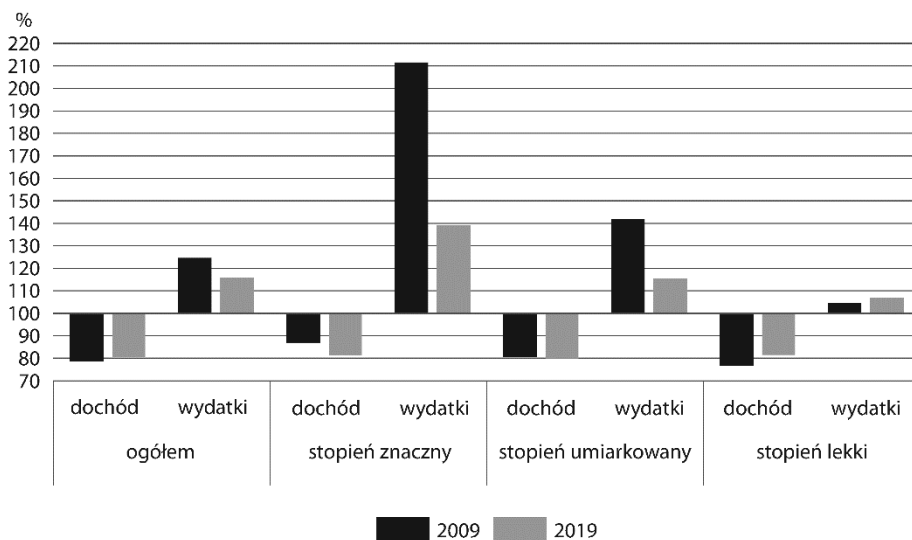
82%. W obu grupach gospodarstw zauważalne jest bardzo duże zróżnicowanie wydatków na zdrowie, przy czym maksymalne wartości ponoszonych wydatków są większe w gospodarstwach bez osób niepełnosprawnych.

Tabl. 2. Statystyki opisowe miesięcznych wydatków na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych

Wyszczególnienie	Gospodarstwa domowe			
	z osobami niepełnosprawnymi		bez osób niepełnosprawnych	
	2009	2019	2009	2019
Procent wydatkujących	86,29	89,05	82,31	82,16
Średnia w zł	64,38	97,36	55,09	75,33
Odchylenie standardowe w zł	121,83	155,23	94,47	139,42
Współczynnik zmienności	189,25	159,44	171,47	185,09
Mediana w zł	36,07	53,20	29,44	39,01
Minimum w zł	0,14	0,66	0,04	0,01
Maximum w zł	5484,85	3566,40	5528,56	9274,66

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Wykr. 3. Dochód na osobę i wydatki na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi o różnym stopniu niepełnosprawności w stosunku do dochodu na osobę i wydatków na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych bez osób niepełnosprawnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Odnosząc wydatki na zdrowie na osobę w gospodarstwach z osobami niepełnosprawnymi do wydatków gospodarstw bez takich osób (wykr. 3), można zauważyć,

że istotnie większe wydatki na zdrowie ponoszą zwłaszcza gospodarstwa, których członkiem jest osoba ze znacznym lub umiarkowanym stopniem niepełnosprawności. Znacząco większy jest również udział wydatków na zdrowie w strukturze wydatków gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi w porównaniu z gospodarstwami bez takich osób (tabl. 3). Ponadto w gospodarstwach z osobami niepełnosprawnymi większy jest udział wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe, co potwierdza gorszą sytuację materialną tych gospodarstw, oraz udział wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii, co może wynikać z konieczności dostosowania mieszkania lub domu do potrzeb osoby niepełnosprawnej. Istotnie mniejszy jest natomiast udział wydatków na rekreację i kulturę⁴. W literaturze przedmiotu można znaleźć potwierdzenie rzadszej aktywności turystycznej osób z niepełnosprawnościami (Ćwiek i Wałęga, 2018; Janoś-Kresło, 2016; Zawadka, 2018); bada się też przyczyny takiego stanu rzeczy i identyfikuje się występujące bariery (Dąbrowski i in., 2011; Kaganek, 2015).

Tabl. 3. Struktura wydatków gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych

Wydatki na	Gospodarstwa domowe					
	z osobami niepełnosprawnymi		bez osób niepełnosprawnych		ogółem	
	2009	2019	2009	2019	2009	2019
	w %					
Żywność i napoje bezalkoholowe	28,24	28,06	23,82	24,58	24,67	25,11
Napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe	2,89	2,68	2,75	2,51	2,77	2,53
Odzież i obuwie	3,58	4,17	5,11	4,96	4,82	4,84
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	21,97	18,59	20,44	17,86	20,73	17,97
Wyposażenie i prowadzenie gospodarstwa domowego	5,02	5,40	5,41	5,68	5,34	5,64
Zdrowie	7,78	6,80	5,09	4,83	5,60	5,14
Transport	7,18	8,75	9,70	9,87	9,21	9,70
Łączność	4,45	4,63	4,43	4,37	4,44	4,41
Rekreacja i kultura	5,84	5,26	8,01	6,84	7,59	6,59
Edukacja	0,51	0,75	1,02	1,64	0,92	1,50
Restauracje i hotele	1,34	3,66	2,41	5,13	2,21	4,91
Pozostałe towary i usługi	5,92	7,69	6,43	7,62	6,33	7,63

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

⁴ Istotność różnic pomiędzy dwoma wskaźnikami struktury sprawdzono na poziomie istotności 0,05 za pomocą testu o dwustronnym obszarze krytycznym. Hipoteza zerowa w tym teście zakłada równość dwóch wskaźników struktury wobec hipotezy alternatywnej, zakładającej, że wskaźniki te są różne.

Badanie podobieństwa analizowanych struktur wydatków⁵ (tabl. 4) wskazuje, że struktury wydatków w badanych grupach gospodarstw w 2019 r. były bardziej zbliżone niż 10 lat wcześniej (wzrost wartości wskaźnika podobieństwa z 0,881 do 0,905). Na uwagę zasługuje również większa zmiana struktury wydatków gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi niż gospodarstw bez takich osób w 2019 r. w porównaniu z 2009 r.

Tabl. 4. Wskaźniki podobieństwa struktur wydatków gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych

Gospodarstwa domowe		Gospodarstwa domowe					
		z osobami niepełnosprawnymi		bez osób niepełnosprawnych		ogółem	
		2009	2019	2009	2019	2009	2019
Z osobami niepełnosprawnymi	2009	1	0,888	0,881	0,823	0,901	0,833
	2019	0,888	1	0,898	0,905	0,909	0,918
Bez osób niepełnosprawnych ...	2009	0,881	0,898	1	0,915	0,979	0,920
	2019	0,823	0,905	0,915	1	0,905	0,987
Ogółem	2009	0,901	0,909	0,979	0,905	1	0,911
	2019	0,833	0,918	0,920	0,987	0,911	1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Szczegółowa analiza struktury wydatków na zdrowie (tabl. 5) pozwala stwierdzić, że w gospodarstwach domowych bez osób niepełnosprawnych wyższy udział w wydatkach na zdrowie mają wydatki na wyroby medyczno-farmaceutyczne, urządzenia i sprzęt medyczny (76,6% w 2019 r.) oraz usługi szpitalne i sanatoryjne (4,7% w 2019 r.). Wynika to z tego, że osoby niepełnosprawne lub posiadające na utrzymaniu osobę niepełnosprawną mogą w zeznaniu rocznym odliczyć od dochodu całość lub część wydatków na cele rehabilitacyjne. Do wydatków limitowanych należy m.in. zakup leków, a do nielimitowanych – m.in. odpłatność za: pobyt na turnusie rehabilitacyjnym, na leczeniu w zakładzie lecznictwa uzdrowiskowego, w zakładzie rehabilitacji leczniczej, zakładach opiekuńczo-leczniczych i pielęgnacyjno-opiekuńczych oraz zabiegi rehabilitacyjne (Krajowa Administracja Skarbowa, 2019). Należy jednak zauważyć, że uzyskanie refundacji kosztów wymaga ich uprzedniego poniesienia, co może stanowić barierę w korzystaniu z usług specjalistycznych czy nawet kupowaniu odpowiednich leków. Gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi charakteryzują się wyższym udziałem wydatków ponoszonych na usługi ambulatoryjne i inne usługi związane ze zdrowiem, co jest wynikiem gorszej sytuacji zdrowotnej niepełnosprawnych członków tych gospodarstw.

⁵ Do badania podobieństwa struktur wykorzystano miarę opartą na metryce Canberra (Malina, 2004).

Zarówno w gospodarstwach z osobami niepełnosprawnymi, jak i w gospodarstwach bez takich osób zauważalny jest wzrost wydatków na wyroby medyczno-farmaceutyczne oraz usługi szpitalne i sanatoryjne w 2019 r. w porównaniu z 2009 r. Może to wynikać zarówno ze zwiększonej konsumpcji wyrobów medyczno-farmaceutycznych, jak i większego zapotrzebowania na usługi szpitalne spowodowanego starzeniem się społeczeństwa, w połączeniu ze wzrostem cen.

Tabl. 5. Struktura wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych

Wydatki na	Gospodarstwa domowe			
	z osobami niepełnosprawnymi		bez osób niepełnosprawnych	
	2009	2019	2009	2019
	w %			
Wyroby medyczno-farmaceutyczne, urządzenia i sprzęt medyczny	63,53	67,84	72,24	76,59
w tym:				
wyroby farmaceutyczne	55,90	59,49	66,02	69,63
testy ciążowe i mechaniczne środki antykoncepcyjne	–	0,19	–	0,08
pozostałe wyroby medyczne, gdzie indziej niesklasyfikowane	1,32	1,70	1,04	2,16
okulary korekcyjne i soczewki kontaktowe	6,19	3,77	5,09	2,37
aparaty słuchowe	–	0,62	–	0,09
naprawa urządzeń i sprzętu terapeutycznego	0,12	0,04	0,09	0,00
pozostałe urządzenia i sprzęt terapeutyczny	–	2,03	–	2,26
Usługi ambulatoryjne i inne usługi związane ze zdrowiem	34,68	28,88	24,27	18,76
w tym:				
usługi lekarzy ogólnych	12,90	0,38	11,06	0,40
usługi lekarzy specjalistów	–	11,10	–	7,11
usługi stomatologiczne	18,67	11,31	10,56	5,66
usługi laboratoriów medycznych i pracowni rentgenowskich	1,87	2,25	1,33	1,10
kąpiele termiczne, gimnastyka korekcyjna, usługi pogotowia ratunkowego i wypożyczenie sprzętu terapeutycznego	1,12	0,15	1,20	0,30
usługi medyczne pomocnicze i medycyny niekonwencjonalnej	0,11	3,69	0,12	4,19
Usługi szpitalne i sanatoryjne	1,80	3,28	3,49	4,66
w tym:				
usługi szpitalne	0,77	1,69	2,20	0,75
usługi sanatoryjne	1,03	1,60	1,29	3,91

Uwaga. (–) – kategoria wydatków niewyszczególniana w badaniu przeprowadzonym w 2009 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Biorąc pod uwagę stopień niepełnosprawności członków gospodarstw domowych (tabl. 6), można stwierdzić, że w gospodarstwach, w których znajdują się osoby o znacznym stopniu niepełnosprawności, największy udział w wydatkach na zdrowie mają wydatki na wyroby medyczno-farmaceutyczne, urządzenia i sprzęt medyczny (niemal 82%). W gospodarstwach z osobami o umiarkowanym stopniu niepełnosprawności najwyższy udział mają wydatki na usługi ambulatoryjne i inne usługi związane ze zdrowiem (prawie 18%). Z kolei w gospodarstwach z osobami o lekkim stopniu niepełnosprawności największe wydatki ponoszone są na usługi szpitalne i sanatoryjne (niemal 10%). Zróżnicowany udział poszczególnych kategorii wydatków na zdrowie wynika z różnych potrzeb w zakresie utrzymania i poprawy zdrowia w tych grupach gospodarstw (Zaidi i Burchardt, 2005).

Tabl. 6. Struktura wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi według stopnia niepełnosprawności w 2019 r.

Wydatki na	Stopień niepełnosprawności		
	znacznym	umiarkowany	lekki
	w %		
Wyroby medyczno-farmaceutyczne, urządzenia i sprzęt medyczny	81,91	75,53	74,76
w tym:			
wyroby farmaceutyczne	72,31	67,37	67,69
testy ciążowe i mechaniczne środki antykoncepcyjne	0,06	0,05	0,04
pozostałe wyroby medyczne, gdzie indziej niesklasyfikowane	1,37	1,23	2,23
okulary korekcyjne i soczewki kontaktowe	3,50	5,12	4,59
aparaty słuchowe	0,21	0,29	0,03
naprawa urządzeń i sprzętu terapeutycznego	0,15	0,01	0,00
pozostałe urządzenia i sprzęt terapeutyczny	4,31	1,46	0,18
Usługi ambulatoryjne i inne usługi związane ze zdrowiem	14,01	17,93	15,58
w tym:			
usługi lekarzy ogólnych	0,15	0,38	0,00
usługi lekarzy specjalistów	7,65	7,73	6,40
usługi stomatologiczne	2,90	4,37	6,29
usługi laboratoriów medycznych i pracowni rentgenowskich	1,45	1,33	1,07
kąpiele termiczne, gimnastyka korekcyjna, usługi pogotowia ratunkowego i wypożyczanie sprzętu terapeutycznego	0,05	0,08	0,00
usługi medyczne pomocnicze i medycyny niekonwencjonalnej	1,81	4,04	1,82
Usługi szpitalne i sanatoryjne	4,07	6,54	9,65
w tym:			
usługi szpitalne	1,02	0,90	0,46
usługi sanatoryjne	3,05	5,64	9,19

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Zróznicowanie poziomu i struktury wydatków na zdrowie skłania do poszukiwania czynników, które je determinują. Wyniki estymacji parametrów modeli potęgowo-wykładniczych pozwalają wskazać zmienne, które wpływają na kształtowanie się wydatków na zdrowie na osobę (tabl. 7).

Tabl. 7. Wyniki estymacji parametrów modeli potęgowo-wykładniczych dla miesięcznych wydatków na zdrowie na osobę w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi i bez osób niepełnosprawnych

Wyszczególnienie	Gospodarstwa domowe					
	z osobami niepełnosprawnymi		bez osób niepełnosprawnych		ogółem	
	2009	2019	2009	2019	2009	2019
Wyraz wolny	-4,900***	-2,003**	-3,041***	-2,373***	-3,479***	-2,442***
ln DOCH/OS	0,772***	0,552***	0,582***	0,421***	0,618***	0,430***
ln WIEK	0,741***	0,498***	0,530***	0,669***	0,593***	0,661***
LNPS	0,007	-0,068	–	–	0,090***	0,126***
ZNACZNY	0,238***	0,140*	–	–	0,253***	0,147**
OSM	-0,056**	-0,010	0,001	-0,038***	-0,011	-0,033***
PRAC	0,110	-0,381†	-0,132***	-0,003	-0,099***	-0,010
ROL	0,122	-0,171	0,024	0,067	0,026	0,069
EMER	0,545***	0,001	0,528***	0,525***	0,496***	0,510***
NIEZ	0,217*	-0,514*	0,000	0,087	0,038	0,045
KLM	-0,020	0,065†	0,047***	0,053***	0,034***	0,054***
WYKSZT	0,152***	0,170***	0,178***	0,177***	0,172***	0,178***
PŁ	-0,045†	-0,087	-0,120***	-0,125***	-0,105***	-0,124***
R ²	0,243	0,186	0,236	0,161	0,240	0,166

Uwaga. (–) – zmienna nie została wprowadzona do modelu. Poziom istotności: *** – $p < 0,001$; ** – $p < 0,01$; * – $p < 0,05$; † $p < 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych indywidualnych z BBGD.

Zasadniczo kierunek wpływu zaproponowanych zmiennych objaśniających zarówno w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi, jak i w gospodarstwach bez osób niepełnosprawnych jest taki sam, choć nie wszystkie zmienne okazały się statystycznie istotnymi determinantami wydatków na zdrowie. Zauważalny jest istotny wpływ dwóch zmiennych: liczby osób niepełnosprawnych w gospodarstwie domowym (co unaocznilo się w modelach dla gospodarstw ogółem) oraz obecności w gospodarstwie osoby ze znacznym stopniem niepełnosprawności (*ceteris paribus*).

W gospodarstwach ogółem oraz bez osób niepełnosprawnych na podniesienie poziomu wydatków na zdrowie wpływa miejsce zamieszkania gospodarstwa: im większa miejscowość, tym większe wydatki. Gospodarstwa, w których osobą odniesienia jest mężczyzna, mniej przeznaczają na ten cel niż gospodarstwa, w których osobą odniesienia jest kobieta. Może to wynikać z jednej strony z tego, że kobiety bardziej dbają o zdrowie (Doyal, 2001; Królikowska, 2011), a z drugiej – że gospo-

darstwa, w których osobą odniesienia jest mężczyzna, mają przeciętnie wyższe dochody.

Analizując źródła utrzymania, można zauważyć, że gospodarstwa z osobami niepełnosprawnymi utrzymujące się ze źródeł niezarobkowych mają przeciętnie większe wydatki na zdrowie niż gospodarstwa utrzymujące się z pracy na własny rachunek (jest to widoczne w modelach dla gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi). W gospodarstwach osób utrzymujących się z pracy na własny rachunek wydatki na zdrowie są mniejsze niż w gospodarstwach emerytów, ale większe niż w gospodarstwach pracowników.

Lepsza samoocena sytuacji materialnej gospodarstwa domowego pociąga za sobą mniejsze wydatki na zdrowie. We wszystkich modelach wydatki na zdrowie rosną wraz ze wzrostem dochodu na osobę w gospodarstwie domowym oraz poziomem wykształcenia osoby odniesienia. Wpływ na wysokość wydatków na zdrowie ma również wiek głowy gospodarstwa domowego: im starsza osoba odniesienia, tym większe wydatki na zdrowie na osobę. Są to prawidłowości o charakterze ogólnym i dotyczą zarówno gospodarstw domowych ogółem, jak i gospodarstw z osobami niepełnosprawnymi oraz gospodarstw wyłącznie z osobami sprawnymi. Należy przy tym zauważyć, że stan zdrowia pogarsza się zazwyczaj wraz z wiekiem, co nie pozostaje bez wpływu na poziom wydatków na zdrowie, ponieważ pojawia się konieczność przeznaczania dodatkowych środków na utrzymanie dotychczasowej jakości życia.

4. Podsumowanie

Gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi, poza problemami natury medycznej i trudnościami w dostępie do dóbr i usług spowodowanymi m.in. barierami architektonicznymi, znajdują się przeciętnie w gorszej sytuacji materialnej. Tymczasem wydatki na zaspokojenie potrzeb będących następstwem niepełnosprawności są znaczne i tym większe, im wyższy jest stopień niepełnosprawności. Gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi muszą zatem, dysponując przeciętnie niższymi dochodami, przeznaczyć większe środki na ochronę zdrowia. Dzieje się to kosztem zaspokajania innych potrzeb, związanych np. z kulturą i rekreacją, edukacją czy turystyką. Co prawda struktura wydatków w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi w 2019 r. jest bardziej zbliżona do struktury wydatków gospodarstw domowych bez osób niepełnosprawnych niż 10 lat wcześniej, ale należy się spodziewać, że pandemia COVID-19, wojna w Ukrainie i wysoka inflacja odnotowana w 2022 r. w większym stopniu dotkną gospodarstwa domowe z osobami niepełnosprawnymi niż gospodarstwa bez takich osób i ich sytuacja ponownie się pogorszy.

W omawianym badaniu analizowano rzeczywiste wydatki na zdrowie. Zagadnieniem, które wymaga szerszych badań, jest to, w jakim stopniu dany poziom wydatków pokrywa rzeczywiste potrzeby gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi w zakresie ochrony zdrowia. Biorąc pod uwagę zaobserwowany wzrost wydatków na zdrowie towarzyszący wyższym dochodom oraz skrajnie prawostronną asymetrię tej grupy wydatków, można zakładać, że gdyby gospodarstwa domowe dysponowały wyższymi dochodami, to wydawałyby więcej na ochronę zdrowia. Za potwierdzenie tego przypuszczenia można uznać to, że jedynie 12,5% gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi pozytywnie ocenia swoją sytuację materialną.

Powyższe spostrzeżenie powinno stanowić punkt wyjścia do dyskusji nad obecnym stanem i rozwojem polityki społecznej ukierunkowanej na osoby niepełnosprawne i ich rodziny. W związku ze znacznym wzrostem cen żywności i energii, jaki nastąpił w 2022 r., należy spodziewać się spadku udziału wydatków na zdrowie w wydatkach gospodarstw domowych ogółem. To z kolei może spowodować pogorszenie się stanu zdrowia osób niepełnosprawnych i w konsekwencji stać się przyczyną zmniejszenia (i tak już niskiego) poziomu ich aktywności ekonomicznej, czego skutkiem będzie gorsza sytuacja materialna gospodarstw domowych osób niepełnosprawnych, a w dalszym następstwie – ich wykluczenie społeczne. Zasadne wydaje się zatem stałe monitorowanie sytuacji gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi w zakresie zaspokajania potrzeb zdrowotnych, a zaspokajanie tych potrzeb powinno być priorytetem polityki społecznej w najbliższych latach.

Źródło finansowania badania

Badanie dotyczące wydatków na zdrowie w gospodarstwach domowych z osobami niepełnosprawnymi zostało sfinansowane z subwencji przyznanej Uniwersytetowi Ekonomicznemu w Krakowie w ramach projektu nr 084/EIT/2022/POT.

Bibliografia

- Bakalarczyk, R. (2020). *Wielowymiarowe ubóstwo osób z niepełnosprawnościami i ich bliskich*. Wspólnota Robocza Związków Organizacji Socjalnych. <https://www.wrzos.org.pl/wp-content/uploads/2021/01/wielowymiarowe-ubostwo-osob-z-niepelnosprawnosciami.pdf>.
- Banks, L. M., Hameed, S., Alghaib, O. A., Nyariki, E., Olenja, J., Kulsum, U., Karim, R., Shakespeare, T. (2021). "It Is Too Much for Us": Direct and Indirect Costs of Disability Amongst Working-Aged People with Disabilities in Dhaka, Bangladesh and Nairobi, Kenya. *Journal of Human Development and Capabilities*, 23(2), 228–251. <https://doi.org/10.1080/19452829.2021.1932774>.

- Ćwiek, M., Ulman, P., Wałęga, A. (2022). *Ekonomiczne aspekty funkcjonowania gospodarstw domowych z osobami niepełnosprawnymi*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Ćwiek, M., Wałęga, A. (2018). Wydatki na turystykę zorganizowaną polskich gospodarstw domowych w latach 2005–2015. *Ekonomiczne Problemy Turystyki*, (42), 59–67. <https://doi.org/10.18276/ept.2018.2.42-06>.
- Dąbrowski, D., Soroka, A., Żbikowski, J. (2011). Bariery uczestnictwa w turystyce i rekreacji osób niepełnosprawnych z województwa lubelskiego w kontekście ich sytuacji materialnej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Usług*, (78), 404–419.
- Doyal, L. (2001). Sex, gender, and health: the need for a new approach. *The BMJ*, (323), 1061–1063. <https://doi.org/10.1136/bmj.323.7320.1061>.
- Florek-Łuszczki, M. (2014). Samoocena sytuacji bytowej niepełnosprawnych mieszkańców wsi. *Medycyna Ogólna i Nauki o Zdrowiu*, 20(2), 155–159. <https://doi.org/10.5604/20834543.1112230>.
- Frączek, Z. (2021). Dysfunkcjonalność i problemy współczesnej polskiej rodziny w świetle danych statystycznych i wspierających działań państwa. *Kultura – Przemiany – Edukacja*, 9, 149–169. <https://doi.org/10.15584/kpe.2021.9.7>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2013). *Ludność i gospodarstwa domowe. Stan i struktura społeczno-ekonomiczna: Część I. Ludność. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*. <https://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2011/nsp-2011-wyniki/ludnosc-i-gospodarstwa-domowe-stan-i-struktura-spoleczno-ekonomiczna-czesc-i-ludnosc-nsp-2011,11,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2015). *Zdrowie i zachowania zdrowotne mieszkańców Polski w świetle Europejskiego Ankietowego Badania Zdrowia (EHIS) 2014 r.* <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/zdrowie/zdrowie-i-zachowania-zdrowotne-mieszkancow-polski-w-swietle-badania-ehis-2014,10,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2018). *Zeszyt metodologiczny. Badanie budżetów gospodarstw domowych*. https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5486/10/2/1/zeszyt_metodologiczny_badanie_budzetow_gospodarstw_domowych.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (2021). *Stan zdrowia ludności Polski w 2019*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/zdrowie/zdrowie/stan-zdrowia-ludnosci-polski-w-2019-r-,26,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022a). *Dochody i warunki życia ludności Polski – raport z badania EU-SILC 2020*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydatki-i-warunki-zycia-ludnosci/dochody-i-warunki-zycia-ludnosci-polski-raport-z-badania-eu-silc-2020,6,14.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022b). *Ochrona zdrowia w gospodarstwach domowych w 2020 r.* <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/zdrowie/zdrowie/ochrona-zdrowia-w-gospodarstwach-domowych-w-2020-r-,2,7.html>.
- Janoś-Kresło, M. (2016). Aktywność turystyczno-rekreacyjna rodzin z dziećmi z niepełnosprawnością (wyniki badań). *Handel Wewnętrzny*, (6), 452–464.
- Jones, M., Mavromaras, K., Sloane, P., Wei, Z. (2014). Disability, job mismatch, earnings and job satisfaction in Australia. *Cambridge Journal of Economics*, 38(5), 1221–1246. <https://doi.org/10.1093/cje/beu014>.

- Kaganek, K. (2015). Bariery uprawiania turystyki przez osoby niepełnosprawne w kontekście statusu materialnego. *Medycyna Ogólna i Nauki o Zdrowiu*, 21(1), 77–83. <https://doi.org/10.5604/20834543.1142364>.
- Krajowa Administracja Skarbowa. (2019). *Ułga rehabilitacyjna. Roczne rozliczenie podatku dochodowego od osób fizycznych za 2019 rok*. https://www.kis.gov.pl/documents/6609173/9290114/9_Ulga+rehabilitacyjna.pdf.
- Królikowska, S. (2011). Rola stereotypów płci w kształtowaniu postaw kobiet i mężczyzn wobec zdrowia. *Nowiny Lekarskie*, 80(5), 387–393. https://jms.ump.edu.pl/uploads/2011/5/387_5_80_2011.pdf.
- Malina, A. (2004). *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Ostrowska, A. (2015). *Niepełnosprawni w społeczeństwie 1993–2013*. Wydawnictwo Instytutu Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. https://rcin.org.pl/Content/143005/PDF/WA004_176597_P91623_Ostrowska-A-Niepełnospra.pdf.
- Piętka-Kosińska, K. (2012). Koszty niepełnosprawności. *Polityka Społeczna*, (2), 57–61.
- Pinilla-Roncancio, M., Alkire, S. (2020). How Poor Are People With Disabilities? Evidence Based on the Global Multidimensional Poverty Index. *Journal of Disability Policy Studies*, 31(4), 206–216. <https://doi.org/10.1177/1044207320919942>.
- Sochańska-Kawiecka, M. (2017). *Badanie potrzeb osób niepełnosprawnych*. https://www.pfron.org.pl/fileadmin/Badania_i_analizy/Badanie_potrzeb_ON/Raport_koncowy_badanie_potrzeb_ON.pdf.
- Ulman, P. (2011). *Sytuacja ekonomiczna osób niepełnosprawnych i ich gospodarstw domowych w Polsce*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Ulman, P. (red.). (2015). *Statystyka pracy. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Ustawa z dnia 27 sierpnia 1997 r. o rehabilitacji zawodowej i społecznej oraz zatrudnianiu osób niepełnosprawnych (Dz.U. 1997 nr 123, poz. 776).
- World Health Organization. (2011). *World Report on Disability*. <https://www.who.int/teams/noncommunicable-diseases/sensory-functions-disability-and-rehabilitation/world-report-on-disability>.
- World Health Organization. (2015). *WHO global disability action plan 2014–2021. Better health for all people with disability*. <https://www.who.int/publications/i/item/who-global-disability-action-plan-2014-2021>.
- Zaidi, A., Burchardt, T. (2005). Comparing incomes when needs differ: Equalization for the extra costs of disability in the U.K. *The Review of Income and Wealth*, 51(1), 89–114. <http://www.roi.w.org/2005/2005-4.pdf>.
- Zawadka, J. (2018). Charakterystyka wyjazdów turystycznych aktywnych turystycznie niepełnosprawnych mieszkańców miast. *Folia Turistica*, 48, 161–184. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0012.7697>.

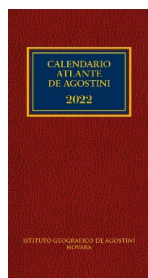
NOWOŚCI WYDAWNICZE W ZBIORACH CENTRALNEJ BIBLIOTEKI STATYSTYCZNEJ NEW PUBLICATIONS IN THE CENTRAL STATISTICAL LIBRARY RESOURCES

W zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej im. Stefana Szulca dostępne są następujące, warte polecenia publikacje:

The resources of The Stefan Szulc Central Statistical Library offer the following, highly recommendable publications:

Calendario Atlante De Agostini 2022

Calendario Atlante De Agostini to opracowanie geograficzno-statystyczne wydawane corocznie od 1904 r. nakładem Instytutu Geograficznego De Agostini.



Język: włoski

Language: Italian

Wydawnictwo/Publisher: Istituto Geografico De Agostini

Miejsce i rok wydania / Place and year of publication: Novara 2021

Liczba stron / Number of pages: 1200

Pierwszy rocznik, z charakterystyczną czerwoną oprawą i w kieszonkowym formacie, zawierał przydatne informacje astronomiczne i geograficzne i liczył 64 strony (wraz z atlasem autorstwa Achillego Dardana). W edycji z 1908 r. było już 90 stron, w 1910 r. dodano indeks nazw geograficznych, a od 1912 r. publikację wzbogacono o mapę przedstawiającą podział administracyjny Włoch.

Profesor Luigi Visintin, wybitny włoski geograf i kartograf, który był redaktorem opracowania od 1919 r., z najwyższą starannością aktualizował dane i uczynił z publikacji rzetelną encyklopedię geograficzną. Liczne zmiany w *Calendario...* wprowadzono w tomie XXI z 1924 r., np. rozszerzono dział geografii ogólnej, zamieszczając w nim dodatkowo dane ekonomiczne, a także aktualności z dziedziny rolnictwa, przemysłu i handlu w podziale na kontynenty i kraje (w efekcie objętość publikacji zwiększyła się do 230 stron).

Znaczenie *Calendario...* wzrosło za sprawą tłumaczeń na język niemiecki, francuski, hiszpański, portugalski, hebrajski i inne. Od 2011 r. dostępne jest również wydanie w języku angielskim. Polska edycja – pt. *Świat i Polska 2007: encyklopedia* – ukazała się w 2006 r. W 1999 r. utworzono elektroniczną bazę danych, która usprawniła

proces zbierania i publikowania informacji. Od 2011 r. czytelnicy, oprócz lektury wydania drukowanego, mają dostęp (za pomocą kodu, który znajduje się w każdym egzemplarzu książki) do bazy z danymi statystyczno-geograficznymi, zarówno bieżącymi, jak i archiwalnymi.

Tom z 2021 r. zawiera informacje na temat kontynentów i organizacji międzynarodowych oraz tabelaryczne zestawienie wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego państw całego świata. Scharakteryzowano w nim również poszczególne kraje i podano podstawowe wskaźniki statystyczne dla każdego z nich. Wydawnictwo uzupełniają słownik terminów geograficznych, indeks oraz mapy administracyjne kontynentów i krajów wraz z flagami. Publikacja liczy przeszło tysiąc stron i zawiera ponad sto map, a treść przedstawiono w przystępnej formie.

Profesor Luigi Visintin tak scharakteryzował *Calendario...* we wstępie do *New Atlas for All* w 1920 r.:

[...] mała kieszonkowa książeczka, która drukowana jest corocznie w tysiącach egzemplarzy i która oprócz Atlasu geograficznego liczącego około 24 tabel zawiera szereg ciekawych wiadomości dla biznesmenów i każdego wykształconego człowieka, oferuje najbardziej aktualne i wiarygodne statystyki, zaczerpnięte z najlepszych źródeł z rygorystyczną jednolitością.

Te wysokie standardy zostały utrzymane, mimo że od pierwszego wydania upłynęło 118 lat. Przez lata opracowanie nie straciło na jakości ani na atrakcyjności. Można je określić mianem prawdziwego portretu geopolityki – z bogactwem danych statystycznych rzadko spotykanych w literaturze przedmiotu w tak szerokim, a zarazem czytelnym ujęciu.

Calendario Atlante De Agostini jest dostępne w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej od wydania z 1949 r.

International Debt Statistics 2022

W opracowaniach *International Debt Statistics* zawarte są statystyki i analizy dotyczące zadłużenia zewnętrznego krajów o niskich i średnich dochodach, które zgłaszają się do systemu raportowania dłużników Banku Światowego.



Język: angielski

Language: English

Wydawnictwo/Publisher: World Bank Group

Miejsce i rok wydania / Place and year of publication: Washington 2021

Liczba stron / Number of pages: 180

Pierwszą publikację przedstawiającą dane o zadłużeniu, pt. *World Debt Tables*, wydano w 1973 r., jednak większe zainteresowanie wzbudziła ona dopiero podczas kryzysu gospodarczego w latach 80. XX w. Zawartość opracowania niejednokrotnie zmieniano, starając się dostosować do globalnych warunków gospodarczych. W latach 1997–2012 raport nosił tytuł *Global Development Finance*, a od 2013 r. wydawany jest pod obecnym tytułem.

Bank Światowy odpowiada na zapotrzebowanie użytkowników na kompleksowe i aktualne informacje dotyczące zadłużenia zewnętrznego krajów rozwijających się. W najnowszej publikacji zaprezentowano ponad 120 wybranych wskaźników (z rozszerzonym zestawem danych dostępnych online). Omawiane statystyki zadłużenia międzynarodowego z 2022 r. zawierają m.in. przegląd globalnych trendów w zakresie zadłużenia i jego przepływów do krajów o niskich i średnich dochodach w ramach zagregowanych przepływów kapitałowych (dług i kapitał własny). W raporcie można ponadto znaleźć ocenę wolumenu obsługi długu odroczonego w ramach inicjatywy zawieszenia obsługi długu w 2020 r. i przedłużenia go do 2021 r. Strukturę dłużników i wierzycieli oraz warunki nowych obciążeń mierzonych w odniesieniu do dochodu narodowego brutto i dochodów z eksportu dla każdego kraju zaprezentowano w formie tabel i wykresów. Zamieszczono także wskaźniki zadłużenia omawianych krajów dla lat 2010 i 2016–2020. Do publikacji dołączono aneks, zawierający m.in. informacje o źródłach danych, uwagi metodologiczne i objaśnienie stosowanych definicji.

Opracowanie *International Debt Statistics* daje kompleksowy obraz sytuacji dotyczącej pożyczek zewnętrznych, w tym ich źródeł, w podziale na rodzaje kredytobiorców i kredytodawców wraz z informacjami na temat dostępności i porównywalności danych. Aby jeszcze bardziej zwiększyć przejrzystość, w tegorocznym raporcie podano dodatkowo dane o warunkach udzielania pożyczek według krajów wierzycieli oraz struktury walutowej zadłużenia.

Raport jest niezbędnym źródłem wiedzy dla rządów, ekonomistów, przedstawicieli sektora finansowego, deweloperów i naukowców. Dowodzi potrzeby systemowego podejścia do zarządzania długiem, aby pomóc krajom rozwijającym się w ocenie i ograniczaniu ryzyka oraz osiągnięciu zrównoważonego poziomu zadłużenia.

Oprócz tej publikacji w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej są dostępne również inne opracowania Banku Światowego.

Dorota Kierska

Centralna Biblioteka Statystyczna im. Stefana Szulca, Polska
The Stefan Szulc Central Statistical Library, Poland

Centralna Biblioteka Statystyczna im. Stefana Szulca

Biblioteka została założona w 1918 r. Gromadzi i udostępnia polskie i zagraniczne wydawnictwa statystyczne, bieżące i archiwalne (od początku XIX w.). Katalog CBS jest dostępny online na stronie cbs.stat.gov.pl.

Biblioteka posiada zbiory cyfrowe: zeskanowane książki i czasopisma statystyczne z okresu międzywojennego, cimbela statystyczno-demograficzne z końca XIX i początku XX w. oraz najważniejsze publikacje GUS wydane po II wojnie światowej, w tym wszystkie numery „WS”.

Zapotrzebowanie na kwerendy oraz zamówienia na odbitki kserograficzne i skany można zgłaszać pod adresem: r.tworzydlo@stat.gov.pl.

The Stefan Szulc Central Statistical Library

The library was founded in 1918. It collects and provides access to Polish and foreign statistical publications, both current and archival (from the beginning of the 19th century). The CBS catalogue is available online at cbs.stat.gov.pl.

The library offers digital resources such as: scanned statistical books and journals from the interwar period, rare statistical-demographic publications from the late 19th and early 20th centuries and the most important publications of Statistics Poland issued after World War II. The CBS digital resources also include all *WS* issues.

Requests for queries or photocopies and scans can be submitted to: r.tworzydlo@stat.gov.pl.

WYDAWNICTWA GUS. GRUDZIEŃ 2022 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. DECEMBER 2022

W ofercie wydawniczej Głównego Urzędu Statystycznego z ubiegłego miesiąca warto zwrócić uwagę na następujące publikacje:

Among Statistics Poland's last month's publications, we would like to recommend:

Beneficjenci środowiskowej pomocy społecznej w 2021 r. ***Social assistance beneficiaries in 2021***

Najnowsza z wydawanych co trzy lata publikacji Urzędu Statystycznego w Krakowie poświęconych beneficjentom środowiskowej pomocy społecznej i ich gospodarstwom domowym.



Język: polski (przedmowa, spis treści, synteza, uwagi ogólne, tablice, wykresy i mapy również w języku angielskim)

Language: Polish (preface, contents, executive summary, general notes, tables, charts and maps available also in English)

Seria: Analizy statystyczne

Series: Statistical analyses

Dostępne wersje: drukowana i elektroniczna (z dodatkowymi tablicami w formacie Excel)

Available in: printed and electronic form (the latter with additional Excel tables)

W opracowaniu przedstawiono zmiany w wielkości populacji świadczeniobiorców oraz skalę korzystania z pomocy i jej zróżnicowanie regionalne w dekadzie 2012–2021, a także charakterystykę badanej zbiorowości w 2021 r. ze zwróceniem szczególnej uwagi na grupę ubogich beneficjentów środowiskowej pomocy społecznej. Omówiono również problem trwałości korzystania z pomocy społecznej i zmiany w populacji gospodarstw z dziećmi w związku z wprowadzeniem w 2016 r. świadczenia wychowawczego. Ponadto po raz pierwszy zostały uwzględnione cechy demograficzne pobierających główne rodzaje świadczeń środowiskowej pomocy społecznej.

Źródłem informacji wykorzystanych w publikacji były m.in. rejestry administracyjne: Ministerstwa Rodziny i Polityki Społecznej, Ministerstwa Edukacji i Nauki, Ministerstwa Finansów, Zakładu Ubezpieczeń Społecznych i Kasy Rolniczego Ubezpieczenia Społecznego.

Charakterystyka ustawicznego szkolenia zawodowego w przedsiębiorstwach w 2020 r.

Characteristics of continuing vocational training in enterprises in 2020

W publikacji przedstawiono wyniki najnowszej edycji ogólnopolskiego badania *Ustawiczne szkolenie zawodowe w przedsiębiorstwach*, przeprowadzonego w kwietniu 2021 r. Jego celem było uzyskanie informacji o stopniu zaangażowania przedsiębiorstw (z uwzględnieniem ich wielkości i profilu) w rozwijanie umiejętności pracowników i nabywanie przez nich nowych kompetencji w 2020 r.



Język: polski, angielski

Language: Polish, English

Seria: Analizy statystyczne

Series: Statistical analyses

Dostępna wersja: elektroniczna z tablicami w formacie Excel

Available in: electronic form with Excel tables

Zasadniczą część opracowania stanowią tablice zawierające dane o szkoleniach w całości lub w części finansowanych przez przedsiębiorstwa, które dotyczą m.in. form szkoleń, liczby uczestników, czasu trwania i kosztów kursów, rodzaju nabytych umiejętności, wskaźników dostępności kursów, udziału kosztów kursów w koszcie pracy i polityki szkoleniowej przedsiębiorstw. W części metodycznej omówiono m.in. zakres podmiotowy i przedmiotowy badania oraz zasady doboru próby.

W grudniu 2022 r. ukazały się ponadto:

- *Bezrobocie rejestrowane 1–3 kwartał 2022 r.;*
- *Bilansowe wyniki finansowe przedsiębiorstw niefinansowych w 2021 r.;*
- „Biuletyn statystyczny” nr 11/2022;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (październik 2022 r.);*
- *Ceny w gospodarce narodowej w 2021 r.;*
- *Działalność badawcza i rozwojowa w Polsce w 2021 r.;*
- *Działalność gospodarcza przedsiębiorstw z kapitałem zagranicznym w 2021 r.;*
- *Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w latach 2019–2021;*
- *Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2021 r.;*
- *Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2021 r.;*
- *Ekonomiczne aspekty ochrony środowiska 2022;*
- *Energia ze źródeł odnawialnych w 2021 r.;*
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2022 (grudzień 2022);*

- *Nakłady i wyniki przemysłu 1–3 kwartał 2022 r.*;
- *Polska na drodze zrównoważonego rozwoju. Rozwój zrównoważony środowiskowo. Raport 2022*;
- *Powierzchnia i ludność w przekroju terytorialnym w 2022 r.*;
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w listopadzie 2022 r.*;
- *Produkt krajowy brutto – rachunki regionalne w latach 2018–2020*;
- *Rachunek produktywności KLEMS – Polska 2007–2020*;
- *Rocznik Demograficzny 2022*;
- *Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2022*;
- *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2022*;
- *Rocznik Statystyczny Województw 2022*;
- *Rocznik Statystyki Międzynarodowej 2022*;
- *Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury 2022*;
- *Spółeczeństwo informacyjne w Polsce w 2022 r.*;
- „Statistics in Transition new series” nr 4/2022;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w listopadzie 2022 r.*;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza województw nr 3/2022*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 12/2022;
- *Wskaźniki zielonej gospodarki w Polsce 2022*;
- *Wyspecjalizowane segmenty rynku finansowego 2021*;
- *Wyznania religijne w Polsce w latach 2019–2021*;
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 1–3 kwartale 2022 r.*;
- *Zdrowie i ochrona zdrowia w 2021 r.*;
- *Zużycie paliw i nośników energii w 2021 r.*

Joanna Sadowy

Główny Urząd Statystyczny, Departament Opracowań Statystycznych, Polska
Statistics Poland, Statistical Products Department, Poland

Wszystkie publikacje GUS w wersji elektronicznej są dostępne na stronie stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z. Wersje drukowane (jeśli zostały wydane) można zamawiać pod adresem: zws-sprzedaz@stat.gov.pl.

All the publications of Statistics Poland available in electronic form can be accessed at stat.gov.pl/en/publications. Printed versions (if available) may be ordered at: zws-sprzedaz@stat.gov.pl.

DLA AUTORÓW FOR THE AUTHORS

(for the English translation of the information given below, please visit ws.stat.gov.pl/ForAuthors)

W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) zamieszczane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, które prezentują wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej bądź ekonometrii. Ukazują się również artykuły przeglądowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. W czasopiśmie publikowane są prace w języku polskim i angielskim.

Od 2007 r. „WS” znajdują się na liście czasopism naukowych MEiN. Zgodnie z komunikatem Ministra Edukacji i Nauki z dnia 1 grudnia 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych „WS” otrzymały 70 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach, repozytoriach, katalogach i wyszukiwarkach: Agro, BazEkon, Biblioteka Nauki, Central and Eastern European Academic Source (CEEAS), Central and Eastern European Online Library (CEEOL), Central European Journal of Social Sciences and Humanities (CEJSH), Directory of Open Access Journals (DOAJ), EBSCO Discovery Service, European Reference Index for the Humanities and Social Sciences (ERIH Plus), Exlibris Primo, Google Scholar, ICI Journals Master List, ICI World of Journals, Norwegian Register for Scientific Journals and Publishers (The Nordic List) oraz Summon.

Za publikację artykułów na łamach „WS” autorzy nie otrzymują honorariów ani nie wnoszą opłat.

1. Zgłaszanie artykułów

Prace przeznaczone do opublikowania w „WS” należy przysyłać za pośrednictwem platformy Editorial System: www.editorialsystem.com/ws.

Zgłaszany artykuł powinien być zanonimizowany, tj. pozbawiony informacji o autorze/autorach (również we właściwościach pliku), podziękowań i informacji o źródłach finansowania, a także innych informacji wskazujących na afiliację lub umożliwiających zidentyfikowanie autora. Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. Materiały graficzne, razem z danymi do nich, należy ponadto załączyć jako osobny plik / osobne pliki, najlepiej w formacie Excel. **Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych.** Więcej informacji w pkt 4 *Wymogi redakcyjne*.

Razem z artykułem należy przesłać skan/zdjęcie oświadczenia o oryginalności pracy i niemożeniu jej w innym wydawnictwie. **Załączenie oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.**

Zgłoszenie artykułu do opublikowania w „WS” oznacza zgodę na jego udostępnienie na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0).

Autorzy mają prawo do samodzielnego umieszczania w wybranych przez siebie repozytoriach artykułu w wersji zarówno zgłoszonej do „WS”, jak i zaakceptowanej do opublikowania

oraz opublikowanej, z zastrzeżeniem wymogu niezwłocznego podania w repozytorium informacji o numerze „WS”, w którym praca się ukazała, wraz z linkiem do niej (DOI).

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji naukowego charakteru artykułu oraz jego struktury i zawartości pod kątem wymogów redakcyjnych, a także zgodności tematyki z profilem czasopisma. Autor uzupełnia i poprawia artykuł stosownie do uwag redakcji, a w przypadku nieuwzględnienia danej uwagi uzasadnia swoje stanowisko. Warunkiem skierowania pracy do recenzji jest potwierdzenie oryginalności tekstu uzyskane za pomocą systemu antyplagiatowego. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa do innych prac artykuł zostanie odrzucony.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, przy której afiliowany jest autor; w przypadku pracy w języku angielskim co najmniej jeden recenzent jest afiliowany przy jednostce zagranicznej. W razie sprzecznych opinii dwóch recenzentów powoływany jest trzeci recenzent. Recenzenci kierują się kryteriami oryginalności i jakości opracowania zarówno w odniesieniu do treści, jak i formy artykułu.

Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne oceny, wprowadzają poprawki zalecane przez recenzentów i przesyłają zmodyfikowaną wersję pracy. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autorzy są zobligowani do uzasadnienia swojego stanowiska.

3. **Ocena Kolegium Redakcyjnego (KR)**, decydująca o przyjęciu pracy do publikacji. Jest dokonywana na podstawie recenzji, z uwzględnieniem opinii redaktorów tematycznego i merytorycznego. Polega m.in. na weryfikacji dokonania przez autora zmian w artykule stosownie do uwag recenzentów. KR ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma. Autorowi przysługuje prawo do odwołania od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W takim przypadku powinien on skontaktować się z redakcją „WS” i przedstawić uzasadnienie. Ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego.

W „WS” publikowane są wyłącznie te artykuły, które otrzymają pozytywną ocenę na każdym z wymienionych etapów i zostaną poprawione przez autora zgodnie z otrzymanymi uwagami (chyba że autor przedstawi argumenty uzasadniające nieuwzględnienie danej uwagi).

Artykuły przyjęte przez KR do publikacji są zamieszczane na stronie internetowej czasopisma w zakładce Early View, gdzie znajdują się do czasu opublikowania w konkretnym wydaniu „WS”.

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta**. Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Redakcja zastrzega sobie prawo do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przededagowania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Po opracowaniu redakcyjnym artykuł jest przesyłany do autoryzacji. Tekst zatwierdzony przez autora, po składzie i łamaniu, jest poddawany korekcie i rewizji (II korekcie).

Autor dokonuje korekty autorskiej tekstu na etapie rewizji. Wykresy i inne materiały graficzne są opracowywane na podstawie plików i danych przekazanych przez autora i poddawane korekcie i rewizji. Autor dokonuje ich akceptacji na etapie rewizji.

W przypadku odkrycia błędów w opublikowanym artykule zamieszcza się na łamach „WS” sprostowanie, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” ze stosownym wyjaśnieniem.

3. Zasady etyki publikacyjnej COPE

Redakcja „WS” podejmuje wszelkie starania w celu utrzymania najwyższych standardów etycznych zgodnie z wytycznymi Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnymi na stronie internetowej www.publicationethics.org, oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązują autorów, Radę Naukową, Kolegium Redakcyjne, redakcję, pracowników Wydziału Czasopism Naukowych GUS, recenzentów i wydawcę.

3.1. Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe kierowane do opublikowania w „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy powinni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić wyniki przeprowadzonej analizy. Prezentacja efektów badań statystycznych zaprojektowanych i przeprowadzonych przez autorów wymaga opisanego zastosowania w nich metodologii. W przypadku nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu ilustrującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;
 - autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
 - autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowywaniu artykułu;
 - autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – podawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem.

Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub

sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.

3. Autorzy są zobowiązani do podania w treści artykułu wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy.
4. Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
5. Autorzy zgłaszający artykuły do publikacji w „WS” biorą udział w procesie recenzji double-blind peer review, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania wraz z pisemnym poświadczeniem uwzględnienia poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia – uzasadnić swoje stanowisko.
6. Jeżeli autorzy odkryją w swoim maszynopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości bądź niewłaściwe dane, powinni niezwłocznie poinformować o tym redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

3.2. Odpowiedzialność Rady Naukowej, Kolegium Redakcyjnego i Wydziału Czasopism Naukowych GUS

1. Rada Naukowa (RN) kształtuje profil programowy czasopisma, określa kierunki jego rozwoju i konsultuje jego zakres merytoryczny.
2. Kolegium Redakcyjne (KR) podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu z uwzględnieniem ocen recenzentów oraz opinii zespołu redakcyjnego. W swoich rozstrzygnięciach członkowie KR kierują się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Oceniają artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.
3. Zespół redakcyjny, wyodrębniony z KR, tworzą redaktor naczelny i jego zastępca, redaktorzy tematyczni i redaktor merytoryczny. Członkowie zespołu redakcyjnego weryfikują nadsyłane artykuły pod względem merytorycznym, oceniają ich zgodność z celem i zakresem tematycznym „WS” oraz sprawdzają spełnienie wymogów redakcyjnych i przestrzeganie zasad rzetelności naukowej. Ponadto wybierają recenzentów w taki sposób, aby nie wystąpił konflikt interesów, i dbają o zapewnienie uczciwego, bezstronnego i terminowego procesu recenzowania.
4. Za sprawny przebieg procesu wydawniczego, poinformowanie wszystkich jego uczestników o konieczności przestrzegania obowiązujących zasad i przygotowanie artykułów do publikacji odpowiadają pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych (WCN) GUS. W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji WCN wykorzystuje system antyplagiatowy. Informacje dotyczące

artykułu mogą być przekazywane przez WCN wyłącznie autorom, recenzentom, członkom RN i KR oraz wydawcy.

5. Zmiany dokonane w tekście na etapie przygotowania artykułu do publikacji nie mogą naruszać zasadniczej myśli autorów. Wszelkie modyfikacje o charakterze merytorycznym są z nimi konsultowane.
6. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu nie może on zostać w żaden sposób wykorzystany przez wydawcę lub uczestników procesu wydawniczego bez pisemnej zgody autorów. Autorzy mogą się odwołać od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W tym celu powinni się skontaktować z redaktorem naczelnym lub sekretarzem redakcji „WS” i przedstawić stosowną argumentację. Odwołania autorów są rozpatrywane przez redaktora naczelnego.
7. Członkowie RN i KR ani pracownicy WCN nie mogą pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do artykułów zgłaszanych do publikacji. Przez konflikt interesów należy rozumieć sytuację, w której jakiekolwiek interesy lub zależności (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na ocenę artykułu lub decyzję o jego publikacji.
8. W celu przeciwdziałania nierzetelności naukowej wymagane jest złożenie przez autorów oświadczenia, w którym deklarują, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i jest ich oryginalnym dziełem, a także określają swój wkład w opracowanie artykułu.
9. W celu zapewnienia wysokiej jakości recenzji wymagane jest złożenie przez recenzentów oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE i niewystępowaniu konfliktu interesów.
10. W przypadku uzasadnionego podejrzenia na jakimkolwiek etapie procesu wydawniczego, że autorzy dopuścili się nierzetelności naukowej (zob. pkt 3.1. Odpowiedzialność autorów), zespół redakcyjny skrupulatnie zbada sprawę ewentualnego nadużycia. Jeśli nierzetelność autorów zostanie udowodniona, to zgłoszony przez nich artykuł zostanie odrzucony przez KR, a autorzy otrzymają informację o podjętej decyzji wraz z jej uzasadnieniem.
11. Czytelnicy, którzy mają wobec autorów opublikowanego artykułu uzasadnione podejrzenia o nierzetelność naukową, powinni powiadomić o tym redaktora naczelnego lub sekretarza redakcji. Po zbadaniu sprawy ewentualnego nadużycia czytelnicy zostaną poinformowani o rezultacie przeprowadzonego postępowania. W przypadku potwierdzenia nadużycia, na łamach czasopisma zostanie zamieszczona stosowna informacja.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.
2. Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.

3. Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w internecie w trybie otwartego dostępu, tj. bezpłatnie i bez technicznych ograniczeń, od 1 stycznia 2022 r. na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0). W przypadku artykułów zgłoszonych do „WS” od 2022 r. dozwolone jest dzielenie się artykułem (kopiowanie i rozpowszechnianie go w dowolnym medium i formie) oraz adaptowanie go (w dowolnym celu, także komercyjnym) na warunkach określonych w tej licencji. Z pozostałych artykułów zamieszczonych w czasopiśmie można korzystać w ramach otwartego dostępu, zgodnie z ustawą o otwartych danych i ponownym wykorzystywaniu informacji sektora publicznego.
3. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przeprosin.

4. Wymogi redakcyjne

Zgodnie z wymogami czasopisma omawiany w artykule problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Artykuł powinien zawierać wyraźnie określony cel badania, precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod, uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy oraz autorskie wnioski.

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł.
2. Dane autora: imię/imiona i nazwisko, afiliacja w języku polskim i angielskim, ORCID, wkład w powstanie artykułu, adres e-mail. Wśród autorów artykułu wieloautorskiego należy wskazać autora korespondencyjnego.
3. Streszczenie (zalecana objętość – do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa). W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych i najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel pracy, jej przedmiot i najważniejsze wnioski.

Streszczenie to podstawowe źródło informacji o artykule, warunkujące też decyzję czytelnika o zapoznaniu się z całą pracą. Dlatego powinno być przygotowane ze szczególną starannością i dbałością o umieszczenie w nim wszystkich wymaganych elementów.

4. Słowa kluczowe – najistotniejsze pojęcia lub wyrażenia użyte w pracy (nie mniej niż trzy). Powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. Tłumaczenie tytułu, streszczenia i słów kluczowych (na język angielski w przypadku artykułu napisanego w języku polskim, a na język polski w przypadku artykułu napisanego w języku angielskim).
7. W artykule opisującym badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające syntetyczne przedstawienie zagadnień teoretycznych, uzasadnienie podjęcia danego problemu badawczego, cel badania i krytyczne odniesienie do literatury przedmiotu. W wyjątkowych przypadkach, kiedy istotne dla podjętego tematu jest obszerniejsze przedstawienie dyskusji toczącej się w literaturze, przegląd literatury może stanowić odrębną część artykułu;
 - metoda badania, uwzględniająca przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania – analiza danych oraz interpretacja wyników i odniesienie ich do rezultatów wcześniejszych badań (dyskusja). W uzasadnionych przypadkach dyskusja może stanowić odrębną część artykułu;
 - podsumowanie, które powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule, bez podawania danych liczbowych; końcowe wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badania.Wszystkie części powinny być opatrzone numerami.
8. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

4.2. Przygotowanie artykułu

1. Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej.
2. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenie, słowa kluczowe, kody JEL, śródtytuły, elementy graficzne (tablice, zestawienia, wykresy, schematy), przypisy;
 - Times New Roman – tekst główny, bibliografia.
7. Wielkość czcionki:
 - 14 pkt – tytuł, autor, śródtytuły wyższego rzędu;
 - 12 pkt – tekst główny, śródtytuły niższego rzędu;
 - 10 pkt – pozostałe elementy.
8. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.

9. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.
10. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.
11. Przy wycieniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktarami w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
12. Strony ponumerowane automatycznie.
13. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
14. Wykresy, mapy i schematy należy zamieścić w tekście głównym. Wykresy powinny być edytowalne (optymalnie wykonane w programie Excel; w przypadku wykonania w programie graficznym powinny mieć postać wektorową). Wykresy i inne materiały graficzne należy przekazać osobno, najlepiej w pliku programu Excel lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole.
18. Literowe symbole liczb i innych wielkości niezłożonych należy zapisywać małą lub dużą literą i pismem pochyłym (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektorów – pismem pochyłym i pogrubionym (np. $\mathbf{a}$, $\mathbf{A}$, $\mathbf{w}$, $\mathbf{y}(x)$, $\mathbf{w}_i$); macierzy – pismem prostym i pogrubionym (np. $\mathbf{A}$, $\mathbf{a}$, $\mathbf{M}$, $\mathbf{Y}(x)$, $\mathbf{M}_i$).
19. Objaśnienia znaków umownych i zapisów w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
21. Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia wykraczające poza wiedzę powszechną – np. wyniki badań innych autorów, zarówno o charakterze empirycznym, jak i koncepcyjnym – muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym. Przez wiedzę powszechną należy rozumieć informacje ogólnie znane i niebudzące wątpliwości ani kontrowersji w danej grupie społecznej, np. utworzenie GUS w 1918 r. lub powstanie UE w 1993 r. na podstawie traktatu z Maastricht. Natomiast dane statystyczne udostępniane lub publikowane np. przez GUS lub Eurostat nie należą do takich informacji. Charakteru wiedzy powszechnej nie mają również stwierdzenia odnoszące się do idei, zjawisk i procesów społecznych, politycznych czy gospodarczych. Nawet pozornie zdroworozsądkowe idee zmieniają bowiem swój sens w zależności od kultury, języka lub dyscypliny naukowej, a także bywają w rozmaity sposób konceptualizowane, jak np. pojęcie poznania w naukach społecznych.

Podanie źródła jest konieczne niezależnie od tego, czy informacje lub stwierdzenia są ujęte w ramy cytatu, czy przedstawione bez dosłownego przytoczenia, np. w formie parafrazy. Jeżeli stwierdzenie może budzić jakiejkolwiek wątpliwości odbiorców, autor powinien wskazać stosowne źródło podawanej informacji.

22. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
23. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

Wyszczególnienie	Przykład przywołania	
	w odsyłaczu	w treści zdania
Autor indywidualny		
Jeden autor	(Iksiński, 2001)	Iksiński (2001)
Dwóch autorów	(Iksiński i Nowak, 1999)	Iksiński i Nowak (1999)
Trzech autorów lub więcej	(Jankiewicz i in., 2003)	Jankiewicz i in. (2003)
Autor instytucjonalny		
Nazwa funkcjonuje jako powszechnie znany skrótowiec: pierwsze przywołanie w tekście	(International Labour Organization [ILO], 2020)	International Labour Organization (ILO, 2020)
kolejne przywołanie	(ILO, 2020)	ILO (2020)
Pełna nazwa	(Stanford University, 1995)	Stanford University (1995)
Typ publikacji		
Publikacja bez ustalonego autorstwa	(<i>Skrócony tytuł</i> ..., 2015)	<i>Pełny tytuł</i> (2015)
Publikacja bez roku wydania	(Iksiński, b.r.)	Iksiński (b.r.)
Akt prawny	(Pełny tytuł)	Pełny tytuł
Strona internetowa / Zbiór danych: znana data publikacji	(Iksiński, 2020) / (Nazwa instytucji, 2020)	Iksiński (2020) / Nazwa instytucji (2020)
nieznana data publikacji	(Iksiński, b.r.) / (Nazwa instytucji, b.r.)	Iksiński (b.r.) / Nazwa instytucji (b.r.)
Rodzaj przywołania		
Przywoływanie kilku prac (porządek prac – chronologiczny, porządek autorów – alfabetyczny)	(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak, 2002)	Iksiński (1997, 1999, 2004a, 2004b) i Nowak (2002)
Przywoływanie publikacji za innym autorem (uwaga: w bibliografii należy wymienić tylko pracę czytaną)	(Nowakowski, 1990, za: Zieniecka, 2007)	Nowakowski (1990, za: Zieniecka, 2007)

Źródło: opracowanie na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th edition). <https://doi.org/10.1037/0000165-000>.

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy uszeregować alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora / tych samych autorów trzeba je uporządkować chronologicznie według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora / tych samych autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy podać je w kolejności alfabetycznej według tytułu i odpowiednio oznaczyć literami a, b, c itd.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Artykuł w czasopiśmie	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca.
Dostępny w internecie, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://doi.org/xxx .
Dostępny w internecie, bez DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://xxx .
Maszynopis	
Niepublikowany / przygotowywany przez autora / zgłoszony do publikacji, ale jeszcze niezaakceptowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji]</i> .
Zaakceptowany do publikacji	Nazwisko, X. (w druku). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma</i> .
Opublikowany nieformalnie (np. na stronie internetowej autora)	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). <i>Tytuł artykułu</i> . https://xxx .
Opublikowany w trybie online first (przed włączeniem do zeszytu)	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma</i> . Online first. https://xxx .
Książka	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo.
Dostępna w internecie, z DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo. https://doi.org/xxx .
Dostępna w internecie, bez DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo. https://xxx .
W przekładzie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (tłum. Y. Nazwisko). Wydawnictwo.
Wydanie wielotomowe: tom zatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki: nr tomu. Tytuł tomu</i> . Wydawnictwo.
tom niezatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr tomu). Wydawnictwo.
Kolejne wydanie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr wydania). Wydawnictwo.
Pod redakcją: w języku polskim	Nazwisko, X. (red.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo.
w języku angielskim	Nazwisko, X. (Ed.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo.
Rozdział w pracy zbiorowej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, Z. Nazwisko 2 (red.), <i>Tytuł książki</i> (s. strona początku–strona końca). Wydawnictwo. https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Inne prace	
Raport: autor indywidualny	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Wydawnictwo.
autor instytucjonalny	Nazwa instytucji. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Wydawnictwo.
Working Papers	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> (nazwa serii i numer). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Sesja konferencyjna / prezentacja / referat	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł pracy</i> [typ wystąpienia, np. referat]. Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
Rozprawa doktorska: nieopublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [nieopublikowana rozprawa doktorska]. Nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski.
opublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [rozprawa doktorska, nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski]. https://xxx .
Akt prawny	Pełny tytuł aktu prawnego wraz z datą publikacji w dzienniku urzędowym.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Strona internetowa	
Znana data publikacji, zawartość strony się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> . https://xxx .
Nieznana data publikacji, zawartość strony się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Tytuł</i> . Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .
Zbiór danych	
Surowe dane nieopublikowane	Nazwisko, X. (rok wydania pracy, w której dane są wykorzystywane) [opis danych, np. surowe dane nieopublikowane dotyczące...]. Źródło danych (np. nazwa uniwersytetu).
Dane opublikowane: znana data publikacji, zawartość zbioru się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. https://xxx .
nieznana data publikacji, zawartość zbioru się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .

Źródło: opracowanie na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th edition). <https://doi.org/10.1037/0000165-000>.

Praca przygotowana w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłana do autora z prośbą o dostosowanie formy artykułu do wymogów redakcyjnych.

DZIAŁY „WS” – TEMATYKA ARTYKUŁÓW WS SECTIONS – TOPICS OF THE ARTICLES

Pełny opis zakresu tematycznego działów: ws.stat.gov.pl/AimScope

Description of the topics covered in each section: ws.stat.gov.pl/AimScope

Studia metodologiczne / Methodological studies

- Oryginalne teoretyczne rozwiązania metodologiczne ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności
- Prace przeglądowe i porównawcze oraz dotyczące etyki w statystyce, które wnoszą pionierski wkład poznawczy do obecnego stanu wiedzy

Statystyka w praktyce / Statistics in practice

- Nowatorskie zastosowania narzędzi i modeli statystycznych oraz analiza i ocena statystyczna zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych, prowadzona w szczególności na danych z zasobów statystyki publicznej
- Wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania
- Projektowanie badań statystycznych, uzyskiwanie, integracja i przetwarzanie danych oraz generowanie wynikowych informacji statystycznych i kontrola ich ujawniania

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze / Interdisciplinary studies. Research challenges

- Wyzwania badawcze wynikające z rosnących potrzeb użytkowników danych statystycznych i wymagające zaangażowania znacznych środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki
- Wykorzystanie technologii informacyjnych i komunikacyjnych, innowacyjność, przetwarzanie i analiza zagadnień związanych z data science i big data
- Wyniki badań prowadzonych przez przedstawicieli dyscyplin innych niż statystyka z wykorzystaniem metod statystycznych

Spisy powszechne – problemy i wyzwania / Issues and challenges in census taking

- Propozycje rozwiązań – zarówno organizacyjnych, jak i metodologicznych – możliwych do zastosowania w spisach oraz rezultaty analiz danych spisowych
- Praktyczne aspekty związane z gromadzeniem i udostępnianiem danych ze spisów, w tym dotyczące obciążenia odpowiedzi i ochrony tajemnicy statystycznej

Edukacja statystyczna / Statistical education

- Metody i efekty nauczania statystyki oraz popularyzacja myślenia statystycznego i rzetelnego posługiwania się informacjami statystycznymi
- Problemy związane z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także dotyczące wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki

Z dziejów statystyki / From the history of statistics

- Historia prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi
- Życie i osiągnięcia zawodowe wybitnych statystyków, jak również działalność najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą

In memoriam

- Nekrologi i artykuły wspomnieniowe

Informacje. Recenzje. Dyskusje / Discussions. Reviews. Information

- Teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych: sprawozdania z konferencji naukowych i innych wydarzeń dotyczących statystyki, recenzje książek, omówienia nowości wydawniczych GUS, polemiki i dyskusje