

Cena 15,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROCZNIK / VOLUME 70

2025 | 1

GLÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROCZNIK / VOLUME 70

2025 | 1 (764)

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL BOARD

Rada Naukowa / Science Board

dr Dominik Rozkrut – przewodniczący/Chairman (Uniwersytet Szczeciński, Polska), Prof. Samuel Kobina Annim (University of Cape Coast, Ghana), 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)

Rada Konsultacyjna / Advisory Board

Tudorel Andrei, PhD, Assoc. Prof. (Bucharest Academy of Economic Studies, Rumunia), mgr Renata Bielak (Główny Urząd Statystyczny, Polska), dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska), dr Jacek Kowalewski (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska), Prof. Steve MacFeely (University College Cork, Irlandia), prof. dr hab. Mateusz Pipień (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Polska), Marek Rojiček, BEng, PhD (University of Economics, Prague, Czechy), Anna Shostya, PhD, Assoc. Prof. (Pace University in New York, Stany Zjednoczone)

Redakcja / Editorial Team

redaktor naczelny / Editor-in-Chief: dr hab. Marek Cierpień-Wolan, prof. UR (Uniwersytet Rzeszowski, Polska)
zastępca redaktora naczelnego / Deputy Editor-in-Chief: dr hab. Andrzej Młodak, prof. UK (Uniwersytet Kaliski im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, Polska)

redaktorzy tematyczni / Thematic Editors: dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US (Uniwersytet Szczeciński, Polska), dr Wioletta Wrzaszcz (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska), dr Agnieszka Zgierska (Główny Urząd Statystyczny, Polska)

ADRES REDAKCJI I KONTAKT / EDITORIAL OFFICE ADDRESS AND CONTACT

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

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Departament Opracowań Statystycznych, Główny Urząd Statystyczny

Language editing: Scientific Journals Division, Statistical Products Department, Statistics Poland

Redakcja techniczna, skład i łamanie, opracowanie materiałów graficznych i korekta:

Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Macieja Adamowicza

Technical editing, typesetting, preparation of graphic materials and proofreading:

Statistical Publishing Establishment – team supervised by Maciej Adamowicz

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



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

Informacje w sprawie sprzedaży i prenumeraty czasopisma / Sales and subscription of the journal:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

e-mail: zws-sprzedaz@stat.gov.pl, tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

SPIS TREŚCI

CONTENTS

Od redakcji	IV
From the Editorial Team	
Lista recenzentów oceniających artykuły w 2024 roku	VII
List of reviewers who refereed manuscripts in 2024	
Studia metodologiczne	
Methodological studies	
Małgorzata K. Krzciuk	
Simulation comparison of the empirical properties of the best predictor under the assumption of linear mixed model with correlated and uncorrelated random effects	1
Symulacyjne porównanie własności empirycznych najlepszych predyktorów przy założeniu liniowego modelu mieszanego ze skorelowanymi i nieskorelowanymi efektami losowymi	
Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Emilia Fraszka-Sobczyk, Agnieszka Palma	
Taksonomiczna analiza zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw	19
Taxonomic analysis of the differences among Polish voivodships in terms of economic development	
Radosław Murkowski	
Poziom wyszczepienia przeciw COVID-19 a nadmiarowe zgony w ujęciu regionalnym w Polsce	36
The rate of vaccination against COVID-19 and the number of excess deaths by region in Poland	
Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze	
Interdisciplinary studies. Research challenges	
Jacek Kulawik	
Oddziaływanie ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy	56
Impact of risks in food chains and systems on international agri-food trade	
Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Dorota Kierska	
Działalność wystawiennicza Centralnej Biblioteki Statystycznej w latach 2023–2024	74
Exhibition activity of the Central Statistical Library in the years 2023–2024	
Joanna Sadowy	
Wydawnictwa GUS. Grudzień 2024	79
Publications of Statistics Poland. December 2024	
Dla autorów	82
For the authors	
Działy „WS” – tematyka artykułów	99
WS sections – topics of the article	

OD REDAKCJI

W styczniowym numerze „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” polecamy Państwu lekturę czterech artykułów naukowych.

Dr Małgorzata K. Krzciuk w pracy *Simulation comparison of the empirical properties of the best predictor under the assumption of linear mixed model with correlated and uncorrelated random effects* rozważa problem predykcji charakterystyk dla małych obszarów przy założeniu liniowego modelu mieszanego ze skorelowanymi efektami losowymi. Oryginalne badanie symulacyjne, w którym autorka zastosowała skrypty analiz symulacyjnych Monte Carlo opracowane w języku R z wykorzystaniem danych z Banku Danych Lokalnych GUS o podmiotach nowo zarejestrowanych w REGON-ie w 2017 r., posłużyło do porównania własności empirycznych najlepszych predyktorów przy założeniu adekwatności modelu z dwoma skorelowanymi efektami losowymi specyficznymi dla domen. Autorka uwzględniła zmniejszenie dokładności wynikające z szacowania parametrów modelu oraz wpływ błędnej specyfikacji modelu w przypadku braku korelacji. Z badania wynika, że empiryczny najlepszy predyktor dla modelu z korelacją ma dobre własności nawet przy założeniu braku korelacji między efektami losowymi. Okazuje się też, że dla prób o większej liczebności i dla większej liczby realizacji efektów losowych parametry modelu są szacowane dokładniej, co może mieć znaczący wpływ na własności proponowanego predyktora, w tym na jego dokładność.

Dr Emilia Fraszka-Sobczyk i dr Agnieszka Palma, autorki artykułu *Taksonomiczna analiza zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw*, tworzą – wykorzystując różne kompleksowe miary taksonomiczne – ranking województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego. Studium obejmuje lata 2009–2020 i opiera się na danych z Banku Danych Lokalnych GUS. Zastosowane metody taksonomiczne bazują na pomiarze odległości w przestrzeniach: euklidesowej, miejskiej i hiperbolicznej, a także na wskaźniku uwzględniającym wagi, dla których suma wartości współczynnika korelacji Pearsona między znormalizowanymi stymulantami a tym wskaźnikiem jest największa. Wybrane przez badaczki cechy diagnostyczne to: PKB per capita, wartość brutto środków trwałych per capita, nakłady inwestycyjne per capita, przeciętne miesięczne wynagrodzenie i stopa bezrobocia rejestrowanego w województwach. Przeprowadzona analiza taksonomiczna uwiarydociła zróżnicowanie i wzrost poziomu rozwoju gospodarczego województw oraz występowanie związku między poziomem rozwoju gospodarczego województw a ich położeniem geograficznym.

W pracy *Poziom wyszczerpienia przeciw COVID-19 a nadmiarowe zgony w ujęciu regionalnym w Polsce* dr inż. Radosław Murkowski omawia wyniki badania zależności między poziomem wyszczerpienia populacji Polski przeciw COVID-19 w regionach (NUTS 2), podregionach (NUTS 3) i powiatach na koniec 2021 r. a liczbą nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób w drugim półroczu 2021 r. i pierwszym półroczu 2022 r. Autor posługuje się danymi GUS i Centrum e-Zdrowia, a skalę nadmiarowych zgonów szacuje za pomocą analizy szeregów czasowych opartej na liczbie zgonów według wieku i płci zmarłych w ujęciu tygodniowym dla regionów i podregionów oraz liczbie zgonów według okresów półrocznych dla powiatów. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie umiarkowanie silnego związku między poziomem wyszczerpienia populacji przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów w rozpatrywanym okresie, co świadczy o pozytywnym wpływie szczepień na stopień nadumieralności podczas pandemii. Badacz dostrzega również silne zróżnicowanie terytorialne obu analizowanych predyktorów i bierze pod uwagę, że na wyniki analizy

korelacji mogły wpływać m.in. takie czynniki, jak niejednakowa jakość opieki zdrowotnej w regionach, gęstość zaludnienia oraz różnice społeczne i demograficzne.

Oddziaływanie ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy to temat pracy prof. dr. hab. Jacka Kulawika. Autor wszechstronnie omawia kanały i mechanizmy wpływu różnego rodzaju ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy, opierając się na systematycznym przeglądzie literatury przedmiotu oraz analizie ilościowej syntetycznych danych sprawozdawczych dotyczących światowego handlu rolno-żywnościowego w ujęciu nominalnym i realnym, a także w postaci wskaźników struktury. Stwierdza, że podejście do ryzyka coraz wyraźniej ewoluuje w kierunku holistycznego modelowania rezylencji oraz powiązania jej ze zrównoważeniem i efektywnością (produktywnością) sektorów żywnościowych. Stąd wniosek, że podmioty zajmujące się handlem zagranicznym powinny dostosowywać się do tej tendencji, m.in. przez zmiany instrumentów i systemów zarządzania ryzykiem. Poza tym wprowadzenie przez wiele krajów restrykcji w eksporcie produktów rolno-żywnościowych w krótkim czasie zdestabilizowało handel nimi, a w długim okresie okazało się per saldo niekorzystne nawet dla tych krajów. Dlatego – zdaniem badacza – w przypadku zmaterializowania się ryzyka systemowego, takiego jak pandemia COVID-19 czy wojna w Ukrainie, konieczne jest zastosowanie narzędzi zarządzania kryzysami globalnymi.

Ponadto zachęcamy Państwa do zapoznania się z opracowaniem *Działalność wystawiennicza Centralnej Biblioteki Statystycznej w latach 2023–2024*, w którym Dorota Kierska omawia wystawy zorganizowane przez CBS w ciągu ostatnich dwóch lat i plany wystawiennicze biblioteki. Polecamy także przygotowaną przez Joannę Sadowy prezentację publikacji GUS z grudnia 2024 r., wśród których mogą Państwo znaleźć przydatne źródła danych.

Życzymy miłej lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

In the January issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* there are four scientific articles.

In *Simulation comparison of the empirical properties of the best predictor under the assumption of linear mixed model with correlated and uncorrelated random effects*, Małgorzata K. Krzciuk, PhD, is considering the problem of the prediction of characteristics for small areas with the assumption of a linear mixed model with correlated random effects. In her original simulation study, the author employed scripts of the Monte Carlo simulation analyses prepared in R language using data from the Local Data Bank of Statistics Poland on entities registered in the REGON register in 2017. The author compared the empirical values of the best predictors under the assumption of the adequacy of the model with two correlated random effects specific for domains. The study also addressed the problem of the reduced accuracy resulting from the estimation of model parameters and the influence of model misspecification in the case of the lack of correlation. The results demonstrate that the best predictor for a model with correlation has good properties even if no correlation between random effects is assumed. Moreover, it is shown that for larger sample sizes and more realisations of random effects, the model parameters are estimated more accurately, which might have a significant impact on the properties of the proposed predictor, including its accuracy.

In their article *Taxonomic analysis of the differences among Polish voivodships in terms of economic development*, Emilia Fraszka-Sobczyk, PhD, and Agnieszka Palma, PhD, create a ranking of Polish voivodships in terms of the level of their economic development using various taxonomic measures. The study covers the period of 2009–2020 and is based on data from the Local Data Bank

of Statistics Poland. The taxonomic methods applied in the study are based on measuring the distances in the Euclidean, urban and hyperbolic spaces as well as on an indicator taking into account the weights for which the sum of Pearson's correlation coefficients between normalised stimulants and this indicator is the largest. To determine the values of the indicators, the following macroeconomic variables were considered: GDP *per capita*, gross value of fixed assets *per capita*, investment expenditure *per capita*, average monthly remuneration, and registered unemployment rate in the Polish voivodships. The taxonomic analysis showed differences among Polish voivodships in terms of the level of their economic development and the overall progress in this respect across all of them. It also revealed the existing relationship between the level of economic development of voivodships and their geographical location.

The rate of vaccination against COVID-19 and the number of excess deaths by region in Poland by Radosław Murkowski, BEng, PhD, discusses the results of the assessment of the relationship between the vaccination rate of the population in Poland against COVID-19 in regions (NUTS 2), sub-regions (NUTS 3) and powiats at the end of 2021 and the number of excess deaths per 100,000 people in the second half of 2021 and the first half of 2022. The research is based on Statistics Poland and e-Health Centre data, whereas the scale of excess deaths was estimated by means of the analysis of time series based on the number of deaths by age and sex of the deceased on a weekly basis for NUTS 2 and NUTS 3, and on a half-year basis for powiats. The results of the performed analyses indicate that there is a moderately strong relationship between the anti-COVID-19 vaccination rate and the number of excess deaths in the studied period, which testifies to the positive influence of vaccination on the scale of such deaths. The author also observes significant differences between regions as far as both the analysed predictors are considered, at the same time making allowances for the fact that the results of the analysis of correlation might have been affected by factors such as uneven quality of healthcare in regions, population density or social and demographic differences.

Jacek Kulawik, PhD, DSC, ProfIT, in his article *Impact of risks in food chains and systems on international agri-food trade* presents, in a comprehensive way, the channels and mechanisms through which risks in food chains and systems affect international agri-food trade. The author based his research on a thorough literature review and a quantitative analysis of synthetic data concerning global agri-food trade in nominal and real terms and in the form of structural indicators. He asserts that the approach to risk is increasingly clearly evolving towards holistic resilience modelling and linking it with the sustainability and efficiency (productivity) of food sectors. Hence the conclusion that entities operating within foreign trade should adapt to this trend by, for example, changing their instruments and systems of risk management. Moreover, it is shown that in the short term, restrictions imposed by many countries on agri-food exports destabilise trade in these products, and in the long term, they turn out disadvantageous even for the countries implementing them. According to the author, in the case of the materialisation of the systemic risk, such as the COVID-19 pandemic or the war in Ukraine, it is essential to use tools of the management of global crises.

We would also like to recommend to our Readers the article *Exhibition activity of the Central Statistical Library in the years 2023–2024* by Dorota Kierska, where the author describes exhibitions held in the Central Statistical Library in the last two years. The issue concludes with the presentation of Statistics Poland's publications from December 2024 by Joanna Sadowy, where the Readers can find useful data sources.

We wish you pleasant reading.

LISTA RECENZENTÓW OCENIAJĄCYCH ARTYKUŁY W 2024 ROKU LIST OF REVIEWERS WHO REFEREED MANUSCRIPTS IN 2024

Składamy serdeczne podziękowania Recenzentom, którzy służyli nam swoją wiedzą i poświęcili cenny czas na ocenę jakości naukowej artykułów zgłoszonych do naszego czasopisma. W 2024 r. w tym gronie znaleźli się:

We would like to thank the following Reviewers, who in 2024 shared their knowledge with us and devoted their valuable time to assess the articles submitted for publication in our journal:

Jerzy Auksztol	Kamila Migdał-Najman
Aleksandra Baszczyńska	Liudmyła Momotiuk
Iwona Bąk	Krzysztof Najman
Beata Bieszk-Stolorz	Kesra Nermend
Joanna Bruzda	Geranda Notten
John Chen	Włodzimierz Okrasa
Laura-Mariana Cismaș	Józef Oleński
Pieter Everaers	Oleksandr Osaulenko
Gema Fernández-Avilés Calderón	Tomasz Panek
Agnieszka Fihel	Fortunato Pesarin
Alicja Ganczarek-Gamrot	Michał Pietrzak
Eugeniusz Gatnar	Agnieszka Piotrowska-Piątek
Tomasz Górecki	Józef Pocięcha
Jakub Growiec	Jozef Polačko
Vladimir Hlasny	Matteo Rossi
Khondkar Rifat Hossain	Monika Rozkrut
Józefina Hrynkiewicz	Dorota Rozmus
Krzysztof Jajuga	Anna Sączewska-Piotrowska
Jacek Jankiewicz	Jaroslav Sixta
Bartosz Kabaciński	Marek Sobolewski
Sławomir Kalinowski	Agnieszka Stanimir
Jacek Karasiński	Jelena Stankevičienė
Maria Kocot	Danuta Strahl
Dariusz Kotlewski	Paweł A. Strzelecki
Piotr Kozarzewski	Ryszard Szarfenberg
Ján Kozoň	Piotr Szczepocki
Dominik Krężołek	Paweł Ulman
Aneta Krzewińska	Magdalena Ulrichs
Paweł Kufel	Agnieszka Wałęga
Pierre Lafaye de Micheaux	Radosław Wolniak
Cecylia Leszczyńska	Wiktoria Wróblewska
Bartłomiej Lisicki	Sławomir Wyciślak
Elżbieta Lorek	Dorota Wyszukowska
Paweł Lula	Janusz Wywiół
Bożena Łazowska	Bohdan Wyżnikiewicz
Krzysztof Marczewski	Marcin Zarzecki
Semen Matkovskyy	Dorota Żebrowska-Suchodolska
Grzegorz Mentel	

Simulation comparison of the empirical properties of the best predictor under the assumption of linear mixed model with correlated and uncorrelated random effects

Małgorzata K. Krzciuk^a

Abstract. In the paper, we are considering the problem of the prediction for small areas under the assumption of a linear mixed model with correlated random effects. The aim of the simulation study was to analyse the properties of the proposed empirical best predictors (EBP) under the assumption of the model with two correlated random effects specific for domains. Additionally, we addressed the problem of the reduced accuracy resulting from the estimation of model parameters and the influence of model misspecification in the case of the lack of correlation. Scripts for the Monte Carlo simulation analyses are prepared in R language and based on real data on entities registered in the REGON base in 2017 from the Local Data Bank of Statistics Poland.

The study demonstrates that the EBP for a model with correlation has good properties even if no correlation between random effects is assumed. In such a case, the mean loss of accuracy resulting from the model misspecification is no more than 2%. The results indicate that for larger sample sizes and more realisations of random effects, the model parameters, for example ρ , are estimated more accurately, which can have a significant impact on the properties of the proposed predictor, including its accuracy.

Keywords: small area estimation, prediction, empirical best predictor, EBP, linear mixed model, Monte Carlo, simulation study

JEL: C53, C51, C63, C83

Symulacyjne porównanie własności empirycznych najlepszych predyktorów przy założeniu liniowego modelu mieszanego ze skorelowanymi i nieskorelowanymi efektami losowymi

Streszczenie. W artykule rozważany jest problem predykcji charakterystyk dla małych obszarów przy założeniu liniowego modelu mieszanego ze skorelowanymi efektami losowymi. Przeprowadzone badanie symulacyjne ma na celu porównanie własności empirycznych najlepszych predyktorów (ang. *empirical best predictor* – EBP) przy założeniu modelu z dwoma skorelowanymi efektami losowymi specyficznymi dla domen. Ponadto uwzględniono problem zmniejszenia dokładności wynikający z szacowania parametrów modelu oraz wpływ błędnej specyfikacji modelu w przypadku braku korelacji. Skrypty analiz symulacyjnych Monte Carlo zostały opracowane w języku R z wykorzystaniem danych z Banku Danych Lokalnych GUS o podmiotach nowo zarejestrowanych w rejestrze REGON w 2017 r.

Z badania wynika, że EBP dla modelu z korelacją ma dobre własności nawet przy założeniu braku korelacji między efektami losowymi (przeciętny spadek dokładności wynikający z błędnej specyfikacji modelu nie przekroczył 2%). Uzyskane wyniki wskazują, że dla większych liczebności prób i większej liczby realizacji efektów losowych parametry modelu, w tym ρ , są

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Wydział Zarządzania, Polska / University of Economics, Faculty of Management, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5906-5744>. E-mail: malgorzata.krzciuk@uekat.pl.

szacowane dokładniej, co może mieć znaczący wpływ na własności proponowanego predyktora, w tym jego dokładność.

Słowa kluczowe: statystyka małych obszarów, predykcja, empiryczny najlepszy predyktor, EBP, liniowy model mieszany, Monte Carlo, badania symulacyjne

1. Introduction

In this paper, we are analysing the small area estimation problem. Small area estimation methods are very important in statistics. They make the estimation or prediction possible in the cases where classical estimation methods are inefficient or too costly, and allow the estimation based on very small, even zero-size samples in a subpopulation. The study adopts two main approaches to small area estimation, i.e. model-based and design-based. We analyse predictions using the empirical best predictor (EBP) of some characteristics in domains under a linear mixed model (LMM). The class of LMMs finds many applications in the prediction of economic data, which was widely described in the literature, e.g. by Pratesi and Salvati (2009) or Marhuenda et al. (2017). The issue of using small area estimation methods for economic data and official statistics is presented in e.g. Tzavidis et al. (2018). In this paper, we widen the former scope of research by taking into account the presence of a correlation between vector of random effects. More precisely, in our analyses, a model with two correlated vectors of random effects specific for domains is considered. This model was proposed to make predictions in the realm of small area estimation by means of the empirical best linear unbiased predictor (EBLUP) in Krzciuk (2020), but in this paper, we applied it to EBPs.

The aim of the simulation study was to analyse the properties of the proposed empirical best predictors (EBP) under the assumption of the model with two correlated random effects specific for domains. Additionally, we addressed the problem of the reduced accuracy resulting from the estimation of model parameters and the influence of model misspecification in the case of the lack of correlation. Particular attention was paid to the simulation bias and accuracy of the examined predictors. Parts of studies based on a model-based approach took into account the problem of model misspecification, and the last part was based on a randomisation approach.

2. Linear mixed model

In this paper, we assume a division of the population of size N denoted by Ω into D domains Ω_d , each of size N_d ($\sum_{d=1}^D N_d = N$), where $d = 1, 2, \dots, D$. We additionally assume the following decomposition of the vector of the study variable \mathbf{Y} : $\mathbf{Y} = [\mathbf{Y}_s^T \quad \mathbf{Y}_r^T]^T$, where \mathbf{Y}_s^T is the vector of size n , for elements which were drawn to

sample s , and the vector \mathbf{Y}_r^T of size $N_r = N - n$ corresponds to elements not drawn to the sample. Furthermore, the sample in the d -th domain of size n_d is denoted by S_d .

We are considering a model which belongs to the class of LMMs. An LMM has the following form:

$$\begin{cases} \mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{v} + \mathbf{e} \\ \mathbf{D}^2(\mathbf{v}) = \mathbf{G}(\boldsymbol{\delta}) \\ \mathbf{D}^2(\mathbf{e}) = \mathbf{R}(\boldsymbol{\delta}) \end{cases}, \quad (1)$$

where:

\mathbf{Y} is the random vector of values of the dependent variable,

\mathbf{X}, \mathbf{Z} are the known matrices of auxiliary variables,

$\boldsymbol{\beta}$ is the vector of unknown parameters,

\mathbf{v} and \mathbf{e} are independent vectors of random effects and stochastic disturbances with variance-covariance matrices \mathbf{G} and \mathbf{R} , respectively; additionally, $\boldsymbol{\delta}$ is the vector of unknown parameters called 'variance components' (see, e.g. Molina & Rao, 2015). For the LMM, vector $\boldsymbol{\delta}$ includes σ_v^2 and σ_e^2 .

The variance-covariance matrix of \mathbf{Y} has the following form:

$$\mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}) = \mathbf{D}^2(\mathbf{Y}) = \mathbf{D}^2 \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_s \\ \mathbf{Y}_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{V}_{ss}(\boldsymbol{\delta}) & \mathbf{V}_{sr}(\boldsymbol{\delta}) \\ \mathbf{V}_{rs}(\boldsymbol{\delta}) & \mathbf{V}_{rr}(\boldsymbol{\delta}) \end{bmatrix}, \quad (2)$$

where e.g. $\mathbf{V}_{ss}(\boldsymbol{\delta})$ and $\mathbf{V}_{rr}(\boldsymbol{\delta})$ are variance-covariance submatrix for elements which were drawn to the sample s and elements not drawn to the sample, respectively.

Moreover, for (1):

$$\mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}) = \mathbf{Z}\mathbf{G}(\boldsymbol{\delta})\mathbf{Z} + \mathbf{R}(\boldsymbol{\delta}). \quad (3)$$

Model (1) can also have the following form:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_1\mathbf{v}_1 + \mathbf{Z}_2\mathbf{v}_2 + \dots + \mathbf{Z}_h\mathbf{v}_h + \mathbf{e}, \quad (4)$$

where:

$$\text{Var} \begin{bmatrix} \mathbf{v}_1 \\ \mathbf{v}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{v}_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{G}_{11} & \mathbf{G}_{12} & \dots & \mathbf{G}_{1h} \\ \mathbf{G}_{21} & \mathbf{G}_{22} & \dots & \mathbf{G}_{2h} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{G}_{h1} & \dots & \dots & \mathbf{G}_{hh} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

\mathbf{v}_i is a vector of i -th random effect, for $i = 1, \dots, h$,

\mathbf{Z}_i is the matrix of auxiliary variables, for $i = 1, \dots, h$.

We should note that for $i \neq j$ it is possible that submatrix $\mathbf{G}_{ij} \neq \mathbf{0}$. We assume that in this case the covariance matrix of stochastic disturbances has the following form: $\mathbf{R}(\boldsymbol{\delta}) = \sigma_e^2 \text{diag}(v_i)$ for $1 \leq i \leq N$.

In this and the next paragraph of this section, we are reviewing the models, having in mind the rest of the article. However, we mainly focus on models with correlated random effects. We consider some special cases of LMMs. The first group is comprised of LMMs with one random effect. Then, we look into the nested-error-regression models and models with a random slope. The nested-error-regression model was examined by Battese et al. (1988). If we assume that random effects are specific for domains, this model has the following form:

$$Y_{id} = \beta_1 x_{id} + \beta_0 + v_d + e_{id}, \quad (6)$$

where $d = 1, 2, \dots, D$ (D is the total number of domains) and $i = 1, 2, \dots, N$ (N is the population size).

Random effects v_d and stochastic disturbance e_{id} have variances σ_v^2 and σ_e^2 , respectively and are mutually independent. Known matrix of auxiliary variables \mathbf{Z} for this model is a block-diagonal matrix of dimension N by D :

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{1}_{N_1} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{1}_{N_2} & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{1}_{N_D} \end{bmatrix}_{N \times D}, \quad (7)$$

where $\mathbf{1}_{N_1}, \mathbf{1}_{N_2}, \dots, \mathbf{1}_{N_D}$ are unit matrices.

Variance-covariance matrices \mathbf{G} and \mathbf{R} in this case have the form of:

$$\mathbf{G}(\boldsymbol{\delta}) = \sigma_v^2 \mathbf{I}_{D \times D}, \quad (8)$$

$$\mathbf{R}(\boldsymbol{\delta}) = \sigma_e^2 \text{diag}(v_i) \text{ for } 1 \leq i \leq N. \quad (9)$$

By inserting these matrices into the formula (3) we obtain the following covariance matrix of \mathbf{Y} :

$$\mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}) = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} \mathbf{V}_d = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} (\sigma_v^2 \mathbf{1}_{N_d} \mathbf{1}_{N_d}^T + \sigma_e^2 \mathbf{1}_{N_d \times N_d}). \quad (10)$$

The second LMM with one random effect is a model with a random slope in the form of:

$$Y_{id} = (\beta_1 + v_d)x_{id} + \beta_0 + e_{id}. \quad (11)$$

Random effects v_d and stochastic disturbance e_{id} have variances σ_v^2 and σ_e^2 , respectively, and are mutually independent. This model belongs to the class of models with random parameters, which are considered e.g. by Dempster et al. (1981). In this model, matrix \mathbf{Z} has the following form:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{X}_D \end{bmatrix}_{N \times D}, \quad (12)$$

where $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_D$ are submatrices of auxiliary variables.

The variance-covariance matrix of random effects specific for domains in this case reads

$$\mathbf{G}(\boldsymbol{\delta}) = \sigma_{v_d}^2 \mathbf{I}_{D \times D}, \quad (13)$$

and for stochastic disturbance has the same form as in (6), so matrix \mathbf{V} could be written as:

$$\mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}) = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} \mathbf{V}_d = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} (\sigma_{v_d}^2 \mathbf{X}_d \mathbf{X}_d^T + \sigma_e^2 \mathbf{I}_{N_d \times N_d}), \quad (14)$$

where \mathbf{X}_d is submatrix of auxiliary variables.

The next two models, which are a special case of (4), include two random effects v_{1d} and v_{2d} . Both of them are specific for domains. In the first one, we assume that the vectors of random effects are uncorrelated, and the model has the following form (Krzciuk, 2020):

$$Y_{id} = (\beta_1 + v_{2d})x_{id} + \beta_0 + v_{1d} + e_{id}, \quad (15)$$

where random effects with variances $\sigma_{v_{1d}}^2$ and $\sigma_{v_{2d}}^2$ and stochastic disturbance e_{id} with variance σ_e^2 are mutually independent.

In this case, following Krzciuk (2020), matrix of auxiliary variables \mathbf{Z} is more complex:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{1}_{N_1} & \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{1}_{N_2} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{1}_{N_D} & \mathbf{X}_D \end{bmatrix}_{N \times 2D}. \quad (16)$$

Matrix $\mathbf{G}(\boldsymbol{\delta})$ in this case is the block-diagonal matrix:

$$\mathbf{G}(\boldsymbol{\delta}) = \begin{bmatrix} \mathbf{G}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{G}_2 & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{G}_D \end{bmatrix}_{2D \times 2D}, \quad (17)$$

where each of blocks has the form of $\mathbf{G}_d = \begin{bmatrix} \sigma_{v_{1d}}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{v_{2d}}^2 \end{bmatrix}$ with $d = 1, 2, \dots, D$.

Taking into account (16) and (17), we obtain matrix \mathbf{V} written as:

$$\mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}) = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} \mathbf{V}_d = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} (\sigma_{v_d}^2 \mathbf{1}_{N_d} \mathbf{1}_{N_d}^T + \sigma_{v_{2d}}^2 \mathbf{x}_d \mathbf{x}_d^T + \sigma_e^2 \mathbf{I}_{N_d \times N_d}). \quad (18)$$

We should note that (18) includes components of variance-covariance matrices (10) and (14) for both of the models with one random effect examined in the paper.

The last model is the LMM with two correlated vectors of random effects, v_{1d}^ρ and v_{2d}^ρ (Krzciuk, 2020):

$$Y_{id} = (\beta_1 + v_{2d}^\rho) x_{id} + \beta_0 + v_{1d}^\rho + e_{id}. \quad (19)$$

Random effects v_{1d}^ρ and v_{2d}^ρ have variances $\sigma_{v_{1d}^\rho}^2$ and $\sigma_{v_{2d}^\rho}^2$, respectively, and are correlated. Stochastic disturbance has variance σ_e^2 . In this model, matrices \mathbf{Z} and \mathbf{G} have the same form as in the model with uncorrelated vectors of random effects, but block matrix \mathbf{G}_d where $d=1, 2, \dots, D$, has nonzero elements out of the diagonal:

$$\mathbf{G}_d = \begin{bmatrix} \sigma_{v_{1d}^\rho}^2 & \rho \sigma_{v_{1d}^\rho} \sigma_{v_{2d}^\rho} \\ \rho \sigma_{v_{1d}^\rho} \sigma_{v_{2d}^\rho} & \sigma_{v_{2d}^\rho}^2 \end{bmatrix}. \quad (20)$$

Therefore, it is a more general case than the model with uncorrelated vectors of random effects (14) and the matrix (17).

In variance-covariance matrix of \mathbf{Y} , we have additional elements, compared to (18), and it has the following form (Krzciuk, 2020):

$$\begin{aligned} \mathbf{V}(\boldsymbol{\delta}^\rho) = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} \mathbf{V}_d = \text{diag}_{1 \leq d \leq D} (\sigma_{v_{1d}^\rho}^2 \mathbf{1}_{N_d} \mathbf{1}_{N_d}^T + \sigma_{v_{2d}^\rho}^2 \mathbf{x}_d \mathbf{x}_d^T + \\ + \rho \sigma_{v_{1d}^\rho} \sigma_{v_{2d}^\rho} (\mathbf{1}_{N_d} \mathbf{x}_d^T + \mathbf{x}_d \mathbf{1}_{N_d}^T) + \sigma_e^2 \mathbf{I}_{N_d \times N_d}). \end{aligned} \quad (21)$$

We can also consider more complex models, for example LMMs with three random effects, where two are correlated, or an LMM with four random effects, where two pairs are correlated.

We should note that LMMs, which take into account the correlation between random effects, allow a wider analysis and thus can be applied to, for example, the estimation of plasma concentration of some drug by nonlinear mixed effects model (Dumont et al., 2014), analyses of the healthcare costs at the end of life (Menec et al., 2004), or analyses of the bias and the precision of the estimates for pharmacokinetics and pharmacodynamics (Ogungbenro et al., 2008).

Furthermore, in addition to the correlation between random effects, we can analyse the autocorrelation of a random effect. For example, Pratesi and Salvati (2008) use simultaneously-autoregressive process of random effects for the estimation of the annual per-capita mean income, Tiao and Ali (1971) consider normal mixed autoregressive moving average process of random effects, and Skoglund and Karlsson (2001) analyse serial correlation of random effects in the estimation of production of the Japanese chemical industry.

3. A model with correlated random effects vs. a two-level model

While considering the problem of the prediction under a model belonging to the class of LMMs, we should also pay attention to a two-level model. Let us compare model (4) with the two-level model examined by Moura and Holt (1999), Torabi and Rao (2008) and Molina and Rao (2015):

$$Y_{id} = \mathbf{x}_{di}^T \boldsymbol{\beta}_d + e_{di}, \quad (22)$$

where:

$\boldsymbol{\beta}_d = \tilde{\mathbf{Z}}_d \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_d$ and $\tilde{\mathbf{Z}}_d$ is a $p \times q$ matrix,

$\boldsymbol{\beta}$ is a $q \times 1$ vector of regression parameters,

\mathbf{v}_d ($d = 1, 2, \dots, D$) are – what is important in our case – assumed to be independent,

$\mathbf{v}_d \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$ and e_{di} are independent and possibly heteroscedastic as in (4).

Model (4) considered in this paper is more general than the two-level model (22) because in (22):

- only one level of grouping is taken into account in the case of random effects, i.e. if d denotes domains, then only domain-specific random effects are taken into account (\mathbf{v}_d), while in the case of model (4), we can take into account e.g. four vectors of random effects: the domain-specific (\mathbf{v}_d), the group-specific (\mathbf{v}_g), the time-specific (\mathbf{v}_t) and the profile-specific (\mathbf{v}_i) one in one model;

- the same variance-covariance matrix Σ is assumed for all the vectors of random effects \mathbf{v}_d ($d = 1, 2, \dots, D$), i.e. $\mathbf{v}_d \sim (\mathbf{0}, \Sigma)$, while in model (4), variance-covariance matrices of vectors of random effects can be defined in different ways, as shown in (5);
- vectors of random effects are assumed to be independent, while in (4), the form of the dependence can be defined (see covariance matrices \mathbf{G}_{ij} in (5)).

To sum up, the model with correlated random effects (4) can be simplified to the two-level model (22) if only one grouping variable is used to define random effects, if their variance-covariance matrices are identical (i.e. assuming in (5) that $\mathbf{G}_{ii} = \Sigma$) and if all vectors of random effects in (4) are independent (and hence in (5), we assume that $\mathbf{G}_{ij} = \mathbf{0}$ for all $i \neq j$).

Another difference between the findings of our study and the results presented by Moura and Holt (1999) and Torabi and Rao (2008) is that those authors consider EBLUPs under their model, while we analyse the EBP in this paper.

Molina and Rao (2015) emphasise that the two-level model enables the effective use of unit level and area level covariates in one model. We believe that the above-mentioned generalisation of a model may be an even better choice for small area prediction problems in real surveys.

4. Empirical best predictor

In this section, we will be presenting predictors examined in our analyses. We are looking into the problem of the prediction of any function of the population vector \mathbf{Y} denoted by θ . Among predictors $\hat{\theta}$, the best predictor is the one that minimises:

$$MSE_{\xi}(\hat{\theta}) = E_{\xi}(\hat{\theta} - \theta)^2, \tag{23}$$

in other words, the mean squared prediction error.

Hence, the best predictor has the form of (e.g. Molina & Rao, 2010):

$$\hat{\theta}_{BP} = E(\theta | \mathbf{Y}_s), \tag{24}$$

which means that it is the conditional expected value of the function of random variables θ , assuming that the form of the conditional distribution $\mathbf{Y}_r | \mathbf{Y}_s$ is known. In practice, the conditional distribution $\mathbf{Y}_r | \mathbf{Y}_s$ depends on the vector of unknown parameters $\boldsymbol{\tau}$ (i.e. $\boldsymbol{\tau} = [\boldsymbol{\beta}^T \ \boldsymbol{\delta}^T]^T$). If these parameters are replaced by their estimates, then we obtain the EBP, denoted by $\hat{\theta}_{EBP}$.

The value of the EBP of any function of random variables $\theta(\mathbf{Y})$ might be calculated using the Monte Carlo approximation (Molina & Rao, 2010). We can divide this procedure into four steps. The first one involves the estimation of vector $\boldsymbol{\tau}$ of parameters of the distribution of the examined random variables, using the realisation of vector \mathbf{Y}_s . In the second step we generate, taking into account the assumption on the known distribution $\mathbf{Y}_r | \mathbf{Y}_s$, L vectors \mathbf{Y}_r ($\mathbf{Y}_r^{(l)}$ for $l = 1, 2, \dots, L$), where vector $\boldsymbol{\tau}$ is replaced by its estimate. The next step consists in creating L population vectors expressed $\mathbf{Y}^{(l)} = [\mathbf{Y}_s^T \quad \mathbf{Y}_r^{(l)T}]^T$ ($l = 1, 2, \dots, L$). In the last step, we are calculating the EBP according to the formula: $\hat{\theta}_{EBP} = L^{-1} \sum_{l=1}^L \theta(T^{-1}(\mathbf{Y}^{(l)}))$, where $T(\cdot)$ is the transformation function of the examined variable used to obtain the dependent variable in the linear mixed model (Molina & Rao, 2010).

If we assume model (19), the proposed best predictor has the following form:

$$\hat{\theta}_{BP}^{\rho} = E(\theta | \mathbf{Y}_s). \quad (25)$$

Analogically to predictor (24), it is the conditional expected value of the function of random variables θ , assuming that the form of the conditional distribution $\mathbf{Y}_r | \mathbf{Y}_s$ is known. In this case, and also in practice, the conditional distribution $\mathbf{Y}_r | \mathbf{Y}_s$ depends on the vector of the unknown parameters $\boldsymbol{\tau}^{\rho}$. This vector, however, must include the correlation coefficient, i.e. parameter ρ . If we replaced $\boldsymbol{\tau}^{\rho}$ by their estimate, we would also obtain the EBP, denoted by $\hat{\theta}_{EBP}^{\rho}$.

5. The dataset

In the application of the proposed predictor we are using real data from the Local Data Bank of Statistics Poland on municipalities in the southern and south-western macroregions ($N = 587$). We are therefore considering four voivodships (NUTS 2): Małopolskie, Śląskie, Opolskie and Dolnośląskie. The dependent variable is the number of newly registered entities in the REGON register in 2017. The population as of 2016 in thousands of people is the auxiliary variable. Additionally, we are dividing the population according to two grouping variables, namely the voivodships and types of municipalities (rural, urban and urban-rural). The total number of domains is therefore $D = 4 \times 2 = 8$.¹ We are using three iterative algorithms in one simulation study (Monte Carlo replications of the superpopulation model, Monte Carlo approximation of the EBP and the REML method of estimation of model parameters). It should be added that the Monte

¹ The main reason why we are considering the population of the size of 587 and the division of this population into eight domains is the time-consuming calculations presented in the next section.

Carlo approximation of the EBPs can be time-consuming even despite the parallel computations used in the simulation study. The complexity of the model due to the correlation of random effects also affects the computation time. For example, the time of the estimation of model parameters with two random effects is longer by approximately 50% for our sample data and by 70% for the studied population data than for the model with one random effect. Estimation of the model parameters with two correlated random effects is also more-time consuming than for the model without the correlation, by about 5%. Furthermore, the estimation of model parameters with twice as many domains (for $D = 16$ domains) is longer than for the model analysed in our study by approximately 20%.

Table 1. Selected descriptive statistics for the dependent variable
– newly registered entities in the REGON register in 2017

Statistics	Domain							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Minimum	17.00	8.00	43.00	14.00	25.00	13.00	24.00	10.00
1st quantile	64.75	32.25	91.00	41.00	49.50	24.00	76.50	33.75
Median	106.50	53.00	134.50	67.00	84.00	33.50	170.00	53.00
Mean	163.40	70.77	203.50	82.14	146.50	36.94	407.00	61.99
3rd quantile	191.00	79.00	279.80	104.00	131.50	46.25	439.50	80.50
Maximum	1,010.00	393.00	917.00	287.00	1,320.00	75.00	3,500.00	208.00
Coefficient of variation	1.04	0.91	0.59	0.88	1.54	0.48	1.46	0.58

Source: author's work.

In Tables 1 and 2 there are values for some descriptive statistics for dependent and auxiliary variables for all domains. We should note that the coefficient of variation for all domains is less than for the population ($CV = 1.80$). It could be a premise for using the linear mixed model with random effects specific for domains.

Table 2. Some descriptive statistics for auxiliary variable – population in 2016
(in thousands of people)

Statistics	Domain							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Minimum	3.74	1.62	5.35	2.49	5.92	3.42	5.73	2.42
1st quantile	7.41	4.60	11.49	6.52	10.36	4.84	11.47	5.87
Median	12.69	5.53	16.87	8.57	13.69	6.72	22.43	7.86
Mean	18.89	7.26	23.43	10.01	21.41	6.77	51.97	9.05
3rd quantile	22.68	8.37	30.61	11.52	23.53	8.15	59.39	11.94
Maximum	114.60	29.51	110.10	28.00	118.70	14.60	298.10	23.58
Coefficient of variation	1.04	0.63	0.80	0.54	1.00	0.37	1.19	0.47

Source: author's work.

The sample is drawn using the Brewer sampling technique which involves the inclusion of the probabilities proportional to the auxiliary variable. This technique is presented in the paper by Brewer (1975). The sample size is $n = 59$ (~10% of the population size). We are analysing this size of the population and the sample also due to the time-consuming calculations. In the study, we are considering the EBPs for two models:

- the linear mixed model with two correlated vectors of random effects (19);
- the linear mixed model with two uncorrelated vectors of random effects (15).

For the sample drawn from the population, we are calculating the values of predictors of total values in domains.

6. Simulation study

The main aim of the simulation study, presented in this section, is the comparison of the accuracy of the analysed predictors. In the study we are using the same data set and the same sample as introduced in the previous section. We are considering five models:

- the linear regression model with one dependent variable:

$$\log(Y_{id}) = \beta_1 \log(x_{id}) + \beta_0 + e_{id}; \quad (26)$$

- the nested error regression model (6);
- the model with a random slope (11);
- the linear mixed model with two uncorrelated vectors of random effects (15);
- the linear mixed model with two correlated vectors of random effects (19).

We should note that in all the studied models, the log-transformation of both variables is taken into account as in model (26).

We are taking into account models (15) and (19) in the model selection process to study how the inclusion of more than one random effect to the model and the correlation between random effects affects the analysed predictors for the economic dataset. The choice of the model is based on one of the most commonly used criteria for model selection, namely the Akaike Information Criterion (AIC):

$$\text{AIC} = -2\ln(L(M)) + 2|M|, \quad (27)$$

where:

- L is the value of the likelihood function for model M ;
- $|M|$ is number of model parameters (see, e.g. Biecek, 2012).

The chosen model is the last of the models we are examining in this paper: the LMM with two correlated random effects specific for domains. Due to the assumption of normality of stochastic disturbances and the distributions of random effects, the log-transformation of both variables was taken into account. To verify the model we use, for example, the permutation version of the conditional t test (Wolfinger, 1993), the permutation version of the test based on the likelihood function (Biecek, 2012) to test the significance of fixed effects, and the permutation version of the test based on the likelihood function (Biecek, 2012) to test the significance of variance components. Simulation analyses of the properties of these tests are presented, e.g., in Krzciuk and Żądło (2014a, 2014b).

The simulation analyses are divided into three phases. The first and the second are model-based simulation studies. We started these procedures by drawing a sample only once. Next, in the first phase, data after log transformation were generated on the basis of the model with correlated random effects, and in the second on the basis of the model with uncorrelated random effects. We should note that we were generating data using the estimated values of model parameters on the basis of the whole population data set and the information on auxiliary variable for all the elements of the population. To estimate model parameters, we were using the restricted maximum likelihood method and function `lmer` from the `lme4` package in R (R development; R Core Team, 2022). Furthermore, in the first part of the simulation study, we assumed such values of ρ as in the original population dataset ($\rho = -0.97$). We used real values of the auxiliary variable, the grouping variable and the sample indicators, and generated values of the dependent variable.

In the last phase, we used design-based approach. In this part of the analysis, in each iteration of the simulation study a sample is drawn using the Brewer sampling technique.

In all of the phases of the simulation study we are assuming $L = 2,000$ of Monte Carlo iterations and 100 of EBP iterations. We are considering four predictors:

- EBP₁, the predictor based on the model with correlated vectors of random effects (19), where model parameters are replaced by their estimates;
- EBP₂, the predictor based on the model with uncorrelated vectors of random effects (15), where model parameters are replaced by their estimates;
- BP₁, the predictor (25) based on the model with correlated vectors of random effects, where model parameters are assumed to be known;
- BP₂, the predictor (24) based on the model with uncorrelated vectors of random effects, where model parameters are assumed to be known.

In model-based simulation studies, we are calculating simulation prediction relative biases of EBPs listed above $rB_{\text{sym}}(\cdot)$:

$$rB_{\text{sym}}(\hat{\theta}_{EBP}) = \frac{\frac{1}{L} \sum_{k=1}^L (\hat{\theta}_{EBP}^k - \theta^k)}{\left| \frac{1}{L} \sum_{k=1}^L \theta^k \right|}, \tag{28}$$

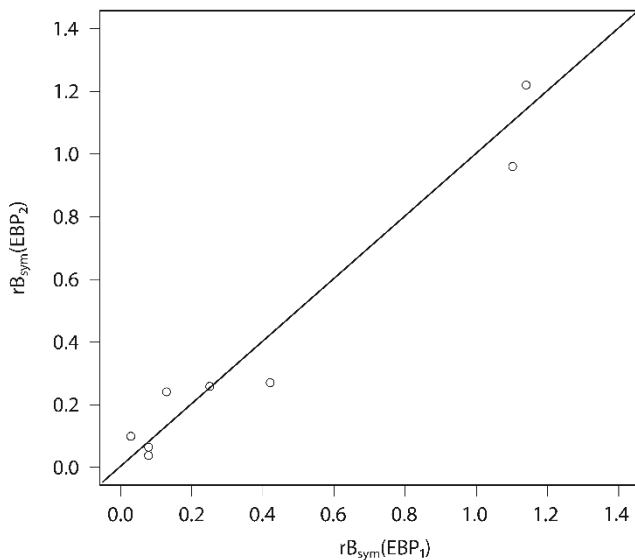
and adequate ratios of the simulation prediction MSEs. The MSE of the EBP here has the form of:

$$MSE_{\text{sym}}(\hat{\theta}_{EBP}) = \frac{1}{L} \sum_{k=1}^L (\hat{\theta}_{EBP}^k - \theta^k)^2, \tag{29}$$

where $\hat{\theta}_{EBP}^k$ and θ^k are values of the predictor and the value of the predicted characteristic in the k -th iteration, respectively. In the design-based experiment, the value of the predicted characteristic is fixed (non-random), and hence θ^k in (28) and (29) is the same for each iteration.

Figure 1 presents values of relative biases of the studied predictors, i.e. the proposed EBP_1 based on the model with two correlated vectors of random effects for domains and EBP_2 , based on the model with uncorrelated vectors of random effects for the first phase of the analyses when $\rho \neq 0$.

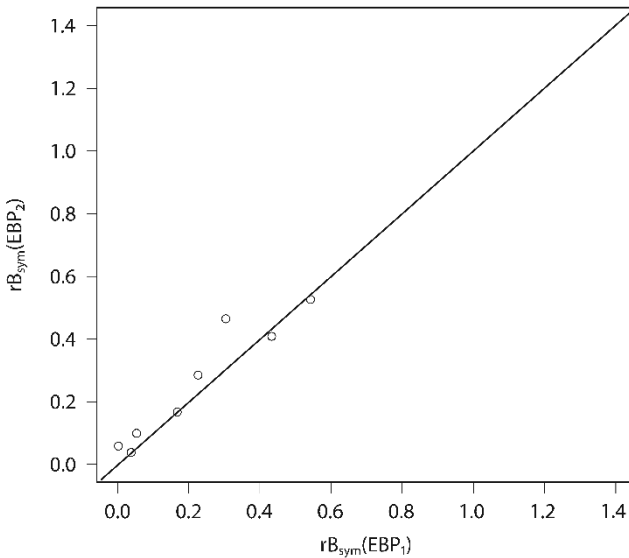
Figure 1. Values of relative simulation biases $rB_{\text{sym}}(\cdot)$ of EBP_1 and EBP_2 (in %) for eight domains – model-based approach ($\rho \neq 0$)



Source: author's work.

In the first part of the analyses carried out according to model-based approach, we are generating data by means of the model with correlated vectors of random effects. The mean values of the relative simulation biases $rB_{sym}(\cdot)$ over domains for the proposed EBP_1 are lower than for the EBP_2 , under the assumption of the model with uncorrelated vectors of random effects. They total 0.129% and 0.161%, respectively. Surprisingly, we can observe a mean loss of accuracy for the proposed EBP compared to EBP_2 over domains $MSE_{sym}(EBP_1)/MSE_{sym}(EBP_2)$ by 1.9%, which probably results from the estimation of model parameters – the mean loss of accuracy over domains resulting from the estimation of model parameters (shown by ratio $MSE_{sym}(EBP_1)/MSE_{sym}(BP_1)$ is 16%. Hence, we can expect better results for larger sample sizes and higher number of domains, when ρ is estimated more accurately.

Figure 2. Values of relative simulation biases $rB_{sym}(\cdot)$ of EBP_1 and EBP_2 (in %) for eight domains – model-based approach ($\rho = 0$)



Source: author's work.

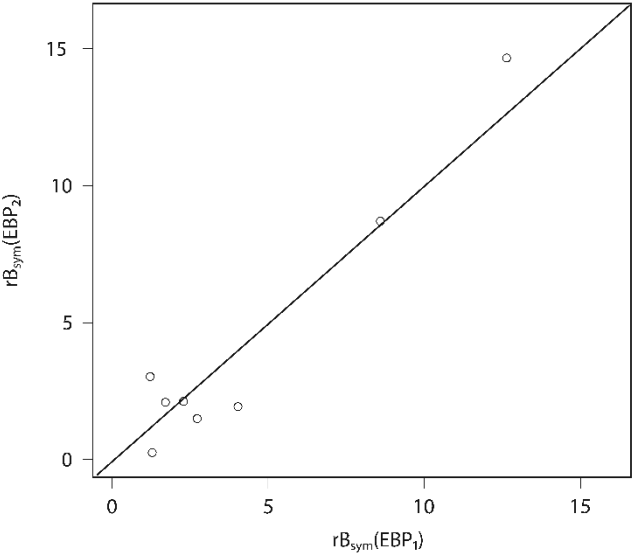
Figure 2 presents values of the relative biases of the studied predictors when data are generated by means of the model with uncorrelated vectors of random effects, so when $\rho=0$. We should note that even if the lack of correlation between random effects is assumed, the EBP for the model with correlation has a low value of relative biases. This can be seen in the lower scattering of points.

The second model-based part of the simulation study assumes that data are generated by means of the model with uncorrelated vectors of random effects. In this

case, mean $rB_{\text{sym}}(\cdot)$ over domains for the proposed EBP according to the model with correlation is quite similar to the EBP_2 . They are close to 0.26%. The mean loss of the accuracy resulting from the model misspecification over domains, measured by the ratio $MSE_{\text{sym}}(EBP_1)/MSE_{\text{sym}}(EBP_2)$, equals 1.4%. The mean loss of accuracy resulting from the estimation of model parameters equals 10.6%. The results obtained under the assumption of a model based-approach suggest that the MSE of the proposed EBP should be lower for larger sample sizes and higher number of realisations of random effects (number of domains in this analysis), when ρ is estimated more accurately.

In Figure 3, we can see values of the relative design-biases of the analysed predictors in domains for the third phase of the simulation study conducted following the design-based approach.

Figure 3. Values of relative simulation biases $rB_{\text{sym}}(\cdot)$ of EBP_1 and EBP_2 (in %) for eight domains – designed-based approach



Source: author's work.

In this approach, the proposed EBPs and EBP for models without correlation of random effects have similar properties for the analysed dataset. Means over domains simulation biases for EBP_1 and EBP_2 are close to 4.33%. In this case, the mean ratio $MSE_{\text{sym}}(EBP_1)/MSE_{\text{sym}}(EBP_2)$ over domains is 1.024.

7. Conclusions

In the paper we proposed the EBP for the LMM with correlated vectors of random effects. In the simulation study, we compared properties of this predictor with the EBP based on the model with uncorrelated vectors of random effects. In most cases, the absolute values of the relative bias for the proposed EBP are lower or relatively similar to the EBP based on the model with uncorrelated vectors of random effects. Additionally, we analysed the problem of the influence of the estimation of model parameters and model misspecification on the MSEs of the studied predictors. In the model-based approach, the mean loss of accuracy resulting from the model misspecification is lower or equal 2%. The mean loss of accuracy resulting from the estimation of model parameters is lower than 20%. The obtained results suggest that the MSE of the proposed EBP should be lower for larger sample sizes and higher number of realisations of random effects (here: the number of domains) when ρ is estimated more accurately. Even if the lack of correlation between random effects is assumed, the EBP for the model with correlation has good properties. In the design-based approach, the EBPs for models with and without correlation of random effects have similar properties.

These results constitute the basis for further research. According to Schreck et al. (2024), plasmode simulations might be a complement or the possible extension of simulation analyses. This alternative data-generation approach can be seen as a bridge between the parametric and nonparametric simulations, as the above authors point out. This approach, as mentioned by Gadbury et al. (2008), is based on resampling the covariate information from the original real dataset. Wyss et al. (2021) suggested that the advantage of plasmode simulations is that they can generate more realistic data, which could also allow an estimate with better properties.

References

- Battese, G. E., Harter, R. M., & Fuller, W. A. (1988). An error-components model for prediction of county crop areas using survey and satellite data. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), 28–36. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478561>.
- Biecek, P. (2012). *Analiza danych z programem R. Modele liniowe z efektami stałymi, losowymi i mieszanymi*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Brewer, K. E. W. (1975). A simple procedure for sampling Π pswor. *Australian Journal of Statistics*, 17(3), 166–172. <https://doi.org/10.1111/j.1467-842X.1975.tb00954.x>.
- Dempster, A. P., Rubin, D. B., & Tsutakawa, R. K. (1981). Estimation in Covariance Components Models. *Journal of the American Statistical Association*, 76(374), 341–353. <https://doi.org/10.2307/2287835>.

- Dumont, C., Chenel, M., & Mentré, F. (2014). Influence of covariance between random effects in design for nonlinear mixed-effect models with an illustration in pediatric pharmacokinetics. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*, 24(3), 471–492. <https://doi.org/10.1080/10543406.2014.888443>.
- Gadbury, G. L., Xiang, Q., Yang, L., Barnes, S., Page, G. P., & Allison, D. B. (2008). Evaluating Statistical Methods Using Plasmode Data Sets in the Age of Massive Public Databases: An Illustration Using False Discovery Rates. *PLoS Genetics*, 4(6), 1–8. <https://doi.org/10.1371/journal.pgen.1000098>.
- Krzciuk, M. K. (2020). On empirical best linear unbiased predictor under a Linear Mixed Model with correlated random effects. *Econometrics. Ekonometria. Advances in Applied Data Analysis*, 24(2), 17–29. <https://doi.org/10.15611/ead.2020.2.02>.
- Krzciuk, M. K., & Źądło, T. (2014a). On some tests of variance components for linear mixed models. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 189, 77–85. https://www.ue.katowice.pl/fileadmin/_migrated/content_uploads/8_M.K.Krzciuk_T.Zadlo_On_some_tests_of_variance..._01.pdf.
- Krzciuk, M. K., & Źądło, T. (2014b). On some tests of fixed effects for linear mixed models. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 189, 49–57. https://www.ue.katowice.pl/fileadmin/_migrated/content_uploads/5_M.K.Krzciuk_T.Zadlo_On_some_tests_of_fixed..._01.pdf.
- Marhuenda, Y., Molina, I., Morales, D., & Rao, J. N. K. (2017). Poverty mapping in small areas under a twofold nested error regression model. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 180(4), 1111–1136. <https://doi.org/10.1111/rssa.12306>.
- Menec, V., Lix, L., Steinbach, C., Ekuma, O., Sirski, M., Dahl, M., & Soodeen, R. A. (2004). *Patterns of Health Care Use and Cost at the End of Life*. Manitoba Centre for Health Policy. http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/reference/end_of_life.pdf.
- Molina, I., & Rao, J. N. K. (2010). Small area estimation of poverty indicators. *Canadian Journal of Statistics*, 38(3), 369–385. <https://doi.org/10.1002/cjs.10051>.
- Molina, I., & Rao, J. N. K. (2015). *Small Area Estimation*. John Wiley and Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118735855>.
- Moura, F. A. S., & Holt, D. (1999). Small area estimation using multilevel models. *Survey Methodology*, 25(1), 73–80. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/12-001-x/1999001/article/14714-eng.pdf?st=1HNkUIbE>.
- Nelsen, R. B. (1999). *An Introduction to Copulas*. Springer. <http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4757-3076-0>.
- Ogungbenro, K., Graham, G., Gueorguieva, I., & Aarons, L. (2008). Incorporating correlation in interindividual variability for the optimal design of multiresponse pharmacokinetic experiments. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*, 18(2), 342–358. <https://doi.org/10.1080/10543400701697208>.
- Pratesi, M., & Salvati, N. (2008). Small Area Estimation: The EBLUP Estimator Based on Spatially Correlated Random Area Effects. *Statistical Methods & Applications*, 17(1), 113–141. <https://doi.org/10.1007/s10260-007-0061-9>.
- Pratesi, M., & Salvati, N. (2009). Small Area Estimation in the Presence of Correlated Random Area Effects. *Journal of Official Statistics*, 25(1), 37–53.

- R Core Team. (2022). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>.
- Schreck, N., Slynko, A., Saadati, M., & Benner, A. (2024). Statistical plasmode simulations—Potentials, challenges and recommendations. *Statistics in Medicine*, 43(9), 1804–1825. <https://doi.org/10.1002/sim.10012>.
- Skoglund, J., & Karlsson, S. (2001). Specification and estimation of random effects models with serial correlation of general form (SSE/EFI Working paper series in Economics and Finance, No. 433). <https://swopec.hhs.se/hastef/papers/hastef0433.pdf>.
- Tiao, G. C., & Ali, M. M. (1971). Analysis of correlated random effects: linear model with two random components. *Biometrika*, 58(1), 37–51. <https://doi.org/10.2307/2334315>.
- Torabi, M., & Rao, J. N. K. (2008). Small area estimation under a two-level model. *Survey Methodology*, 34(1), 11–17. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/12-001-x/2008001/article/10612-eng.pdf?st=ga0W1sNZ>.
- Tzavidis, N., Zhang, L.-C., Luna, A., Schmid, T., & Rojas-Perilla, N. (2018). From start to finish: a framework for the production of small area official statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 181(4), 927–979. <https://doi.org/10.1111/rssa.12364>.
- Wolfinger, R. (1993). Covariance structure selection in general mixed models. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 22(4), 1079–1106. <https://doi.org/10.1080/03610919308813143>.
- Wyss, R., Schneeweiss, S., van der Laan, M., Lendle, S. D., Ju, C., & Franklin, J. M. (2021). Using Super Learner Prediction Modeling to Improve High-dimensional Propensity Score Estimation. *Epidemiology*, 29(1), 96–106. <https://doi.org/10.1097/EDE.0000000000000762>.

Taksonomiczna analiza zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw

Emilia Fraszka-Sobczyk^a, Agnieszka Palma^b

Streszczenie. Poziom rozwoju gospodarczego to jedno z istotniejszych zagadnień związanych z funkcjonowaniem regionów. Celem badania omawianego w artykule jest utworzenie – z wykorzystaniem różnych miar taksonomicznych – rankingu województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego. Badanie obejmuje okres 2009–2020 i opiera się na danych pobranych z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Zastosowano metody taksonomiczne polegające na pomiarze odległości w przestrzeniach euklidesowej, miejskiej i hiperbolicznej, a także wskaźnika uwzględniającego wagi, dla których suma współczynników korelacji Pearsona między znormalizowanymi stymulantami a tym wskaźnikiem jest największa. Wartości wskaźników wyznaczono z uwzględnieniem następujących zmiennych makroekonomicznych: PKB per capita, wartość brutto środków trwałych per capita, nakłady inwestycyjne per capita, przeciętne miesięczne wynagrodzenie i stopa bezrobocia rejestrowanego w województwach.

Przeprowadzona analiza taksonomiczna wykazała zróżnicowanie i wzrost poziomu rozwoju gospodarczego województw. Najwyższe miejsce w rankingu zajmuje woj. mazowieckie, znacznie odbiegające od pozostałych. Na kolejnych pozycjach znajdują się województwa: dolnośląskie, wielkopolskie i śląskie. Ostatnie lokaty zajęły województwa: podkarpackie, lubelskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie. Wyniki badania wskazują na potrzebę podjęcia działań wyrównujących regionalne różnice rozwojowe.

Słowa kluczowe: wskaźniki taksonomiczne, rozwój gospodarczy, zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego

JEL: O11, C10, O20

Taxonomic analysis of the differences among Polish voivodships in terms of economic development

Abstract. The level of economic development is one of the most important issues related to the functioning of regions. The aim of the study discussed in the paper is to create a ranking of Polish voivodeships in terms of their level of economic development, using various taxonomic measures. The study covers the period of 2009–2020 and uses data from the Local Data Bank of Statistics Poland. The applied taxonomic methods are based on measuring distances in the Euclidean, urban and hyperbolic spaces, as well as on an indicator taking into account the

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Teorii i Analiz Systemów Ekonomicznych, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Theory and Analysis of Economic Systems, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9736-4406>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: emilia.fraszka@uni.lodz.pl.

^b Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Demografii, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Demography, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3558-1568>. E-mail: agnieszka.palma@uni.lodz.pl.

weights for which the sum of Pearson's correlation coefficients between normalised stimulants and this indicator is the largest. To determine the values of the indicators, the following macroeconomic variables were used: GDP per capita, gross value of fixed assets per capita, investment outlays per capita, average monthly remuneration and registered unemployment rate in Polish voivodships.

The taxonomic analysis showed differences among voivodships in terms of their level of economic development, and at the same time indicated the overall progress across voivodships in this respect. Mazowieckie Voivodship ranks by far the highest of all voivodships in terms of economic development, and is followed by Dolnośląskie, Wielkopolskie and Śląskie. The least developed are Podkarpackie, Lubelskie, Świętokrzyskie and Warmińsko-Mazurskie voivodships. The results of the study indicate the need for action to reduce regional differences in economic development.

Keywords: taxonomic indicators, economic development, differences in the level of economic development

1. Wprowadzenie

Jednym z problemów polskiej gospodarki są dysproporcje w poziomie rozwoju gospodarczego regionów. Przyczyn tych nierówności można doszukiwać się na wielu płaszczyznach; przede wszystkim trzeba wziąć pod uwagę uwarunkowania przyrodnicze, historyczne, kulturowe, polityczne i ekonomiczne. Działania mające na celu zniwelowanie różnic są podejmowane od wielu lat (Michoń, 2017), a mimo to zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego regionów nadal istnieje. Zagadnienie to jest przedmiotem zainteresowania wielu badaczy i polityków, o czym świadczą liczne badania prowadzone w przekroju województw, powiatów i gmin, w których autorzy próbują zidentyfikować i wyjaśnić przyczyny różnic w poziomie rozwoju gospodarczego jednostek terytorialnych: Bolińska (2017); Bolińska i in. (2018); Bożek i in. (2021a, 2021b, 2022); Bożek i Szewczyk (2021); Dykas (2009); Grajewska (2013); Hozer-Koćmiel (2018); Kloś (2018); Kowerski (2017); Luśtyk (2022); Malina (2020); Miłek (2018); Miłek i Paluch (2016); Mroczek i in. (2014); Rokicki (2016); Siudek i in. (2017); Strojny (2016); Tokarski (2005); Trojak (2015); Trojak i Tokarski (2013); Wiśła i Tokarski (2016) oraz Wyszowska i Serwatka-Bober (2018). Poszukuje się sposobów mierzenia poziomu rozwoju gospodarczego, które służą porównaniom nie tylko regionalnym czy krajowym, lecz także europejskim (Cieślak, 2008; Churski, 2012; Kloś, 2018; Knapińska, 2016; Żółdek, 2019). Zgodnie z polityką Unii Europejskiej należy podejmować wysiłki na rzecz zmniejszania regionalnych różnic w rozwoju gospodarczym. Problematykę związaną z czynnikami i uwarunkowaniami rozwoju gospodarczego oraz precyzyjne sformułowanie pojęć z tego zakresu przedstawiono m.in. w pracach Głuszczyka (2011) i Paryska (2018).

Rozwój gospodarczy jest zjawiskiem złożonym (Bartkowiak, 2013), wielowymiarowym, bezpośrednio niemierzalnym, opisywanym przez szereg zmiennych

diagnostycznych. Wyniki badań poziomu rozwoju gospodarczego są w głównej mierze zdeterminowane przez wybór zmiennych i zastosowane metody badawcze (Czyżycki, 2012). Wśród różnych propozycji zestawów zmiennych diagnostycznych mogących odgrywać rolę determinant rozwoju gospodarczego regionów można wskazać m.in.:

- PKB per capita, wartość brutto środków trwałych per capita, inwestycje per capita, płace, stopę bezrobocia i liczbę przedsiębiorstw zarejestrowanych w bazie REGON na 1000 mieszkańców (Edigarian i in., 2011);
- PKB per capita, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto, liczbę podmiotów gospodarczych na 1000 osób w wieku produkcyjnym, liczbę nowo utworzonych miejsc pracy na 1000 osób w wieku produkcyjnym, nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach per capita, produkcję sprzedaną przemysłu per capita, dochody własne budżetów samorządów lokalnych per capita, udział mieszkańców korzystających z wodociągu, udział mieszkańców korzystających z kanalizacji, udział mieszkańców korzystających z gazu, długość dróg o twardej nawierzchni w km na 100 km², liczbę nowych budynków mieszkalnych na 1000 osób itp. (Bożek i in., 2022);
- PKB per capita, wartość brutto środków trwałych per capita, inwestycje per capita, płace i stopę bezrobocia (Dykas i in., 2013);
- majątek trwały brutto per capita, inwestycje per capita, płace i stopę bezrobocia rejestrowanego (Jabłoński i Tokarski, 2010).

Do badania zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego wykorzystuje się różnorodne metody z zakresu wielowymiarowej analizy danych, takie jak: metoda wzorca rozwoju Hellwiga, metoda grupowania Warda i model grawitacyjny, a także metody taksonomiczne. Te ostatnie przedstawiono m.in. w następujących pracach: Berbeka (1999); Cieślik (2008); Gajewski (2003); Grajewska (2013); Kowerski (2017); Majewski (1999) oraz Tokarski i in. (1999).

Monitorowanie poziomu rozwoju gospodarczego jednostek terytorialnych jest ważnym zagadnieniem. Utrzymujące się od lat zróżnicowanie przestrzenne poziomu rozwoju gospodarczego uzasadnia potrzebę takich badań, zwłaszcza w kontekście polityki wyrównywania różnic regionalnych w tym zakresie.

Celem badania omawianego w artykule jest utworzenie – z wykorzystaniem różnych miar taksonomicznych – rankingu województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego.

2. Metoda badania

Badanie obejmuje okres 2009–2020. Istotny element pracy stanowiło wyodrębnienie grup typologicznych województw charakteryzujących się zbliżonym poziomem rozwoju gospodarczego. Ponadto określono skalę zmian badanego zjawiska i porównano

otrzymane rezultaty z wynikami badania przeprowadzonego przez Dykasa i in. (2013), które dotyczyło lat 2002–2009.

Taksonomiczną analizę zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw rozpoczyna się od wybrania zmiennych makroekonomicznych, które będą charakteryzować badane zjawisko. Ze względu na przesłanki merytoryczne i dostępność danych statystycznych wzięto pod uwagę pięć podstawowych zmiennych:

- PKB per capita;
- wartość brutto środków trwałych per capita;
- nakłady inwestycyjne per capita;
- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto;
- stopę bezrobocia rejestrowanego.

Przy wyborze zmiennych kierowano się dwoma kryteriami. Po pierwsze, każda wybrana zmienna makroekonomiczna opisuje zarówno poziom rozwoju gospodarczego województw, jak i dynamikę zmian gospodarczych. Zmienne poddano również weryfikacji statystycznej polegającej na wyznaczeniu wartości bezwzględnej współczynnika zmienności i współczynników korelacji liniowej między zmiennymi. Wartości bezwzględne współczynników zmienności wynoszą powyżej 10% (co decyduje o przydatności cechy do różnicowania obiektów), z wyjątkiem przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto w 2019 r. i 2020 r. (wartości współczynników zmienności wynoszą odpowiednio 9,96% i 9,39%). Ponadto zmienne nie powinny być ze sobą silnie skorelowane, ponieważ będą wówczas nośnikami podobnej informacji. W przeprowadzonym badaniu współczynniki korelacji liniowej przyjmują wartości z przedziału [0,34; 0,96]. W niektórych przypadkach zaobserwowano silne korelacje, jednak zmienne stanowią ważne cechy charakteryzujące rozwój gospodarczy, dlatego zostały uwzględnione w dalszej analizie. Po drugie, w celu porównania rankingów województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego w latach 2009–2020 z okresem 2002–2009 należało uwzględnić te same zmienne makroekonomiczne.

Wymienione zmienne – oprócz ostatniej – są stymulantami rozwoju gospodarczego województw, tj. zmiennymi ekonomicznymi, których wysoki poziom implikuje wyższy poziom rozwoju gospodarczego. Z kolei stopa bezrobocia rejestrowanego jest destymulantą, ponieważ jej wysoki poziom determinuje niższy poziom rozwoju gospodarczego województw (Majewski, 1999, s. 77). Dane dotyczące poziomu rozwoju gospodarczego za lata 2009–2020 pobrano z Banku Danych Lokalnych (BDL) Głównego Urzędu Statystycznego¹. Przeprowadzone badanie pozwala zidentyfikować województwa o najlepszej i najgorszej kondycji ekonomicznej, a w konsekwencji – wskazać województwa, w których należałoby zwiększyć tempo rozwoju gospodarczego.

¹ <https://bdl.stat.gov.pl/bdl>.

Porównanie z wynikami wcześniejszego badania umożliwia prześledzenie zmian w dysproporcjach rozwojowych między województwami.

Wprowadzono następujące oznaczenia:

i – numer województwa, $i = 1, 2, \dots, 16$,

j – numer stymulanty/destymulanty, $j = 1, 2, \dots, 5$,

t – badany rok, $t = 1, 2, \dots, 12$,

x_{ijt} – wartość j -ej stymulanty w i -tym województwie w roku t ,

y_{ijt} – wartość j -ej destymulanty w i -tym województwie w roku t ,

s_{ijt} – wartość znormalizowanej j -ej stymulanty w i -tym województwie w roku t .

Następnie destymulantę zamieniono na stymulantę, poprzez zastosowanie jej odwrotności, tj.

$$x_{ijt} = \frac{1}{y_{ijt}}. \quad (1)$$

Wówczas wyższe wartości stymulanty i odwrotności destymulanty będą wywierać pozytywny wpływ na badane zjawisko – rozwój gospodarczy województw (Łogwiniuk, 2011).

W kolejnym etapie dokonano normalizacji stymulant, korzystając ze wzoru:

$$s_{ijt} = \frac{x_{ijt}}{\max_{i,t} x_{ijt}}. \quad (2)$$

Wartość każdej znormalizowanej stymulanty należy do przedziału $[0, 1]$, dzięki czemu można porównywać dowolne wartości tych stymulant. Jeżeli dana znormalizowana stymulanta przyjmie wartość 1, oznacza to, że w i -tym województwie w roku t j -a stymulanta uzyskała największą wartość w grupie wszystkich województw w latach 2009–2020. Natomiast najmniejsza wartość znormalizowanej stymulanty oznacza, że w i -tym województwie w roku t j -a stymulanta uzyskała minimalną możliwą wartość spośród wszystkich województw w latach 2009–2020. Im bliższe (dalsze) jedności wartości przyjmuje znormalizowana stymulanta, tym wyższy (niższy) jest poziom rozwoju gospodarczego województwa pod względem zmiennej opisywanej przez tę stymulantę.

W kolejnym kroku obliczono wskaźniki taksonomiczne OE , OM i OH , oparte odpowiednio na odległościach

- euklidesowej:

$$OE_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (1 - s_{ijt})^2}{n}}, \quad (3)$$

- miejskiej:

$$OM_{it} = \frac{\sum_{j=1}^n |1 - s_{ijt}|}{n}, \quad (4)$$

- hiperbolicznej:

$$OH_{it} = \sum_{j=1}^n |\ln(s_{ijt})|, \quad (5)$$

gdzie n oznacza liczbę znormalizowanych stymulant (w przeprowadzonym badaniu $n = 5$).

W powyższych wskaźnikach wszystkim zmiennym nadano taką samą wagę, równą 1. Wskaźniki OE , OM i OH mierzą odległości i -tego województwa w roku t od hipotetycznego województwa (wzorca), które charakteryzowałoby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant. Wskaźniki OE i OM przyjmują wartości z przedziału $[0, 1]$, a wskaźnik OH – z przedziału $[0, \infty)$. Im wyższa wartość wskaźnika, tym niższy poziom rozwoju gospodarczego danego województwa.

Ostatnim rozważanym miernikiem taksonomicznym jest syntetyczny wskaźnik klasyfikacji SK , określony wzorem:

$$SK_{it} = \sum_{j=1}^n (\omega_j \cdot s_{ijt}), \quad (6)$$

gdzie ω_j są wagami wyznaczonymi przez losowanie opierające się na algorytmie ewolucyjnym (Solver dostępny w Microsoft Excel) w taki sposób, aby suma współczynników korelacji pomiędzy znormalizowanymi stymulantami s_{ijt} a wskaźnikiem SK_{it} osiągnęła największą wartość, przy czym $\sum_{j=1}^n \omega_j = 1$, a n oznacza liczbę znormalizowanych stymulant.

Wskaźniki SK_{it} przyjmują wartości z przedziału $[0, 1]$. Im wyższa wartość wskaźnika, tym wyższy poziom rozwoju gospodarczego danego województwa.

W badaniu policzono również średnie wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego (OE , OM , OH i SK) poszczególnych województw z okresu 2009–2020. Następnie utworzono grupy kwartyłowe tych wskaźników, na podstawie których powstał ranking województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego.

3. Wyniki badania

3.1. Poziom rozwoju gospodarczego województw

Na podstawie średnich wartości wskaźników taksonomicznych za lata 2009–2020 podzielono województwa na grupy kwartylowe, co pozwoliło wyodrębnić grupy typologiczne jednostek zbliżonych pod względem poziomu rozwoju gospodarczego. W celu wyznaczenia wskaźnika SK najpierw wyznaczono wagi i współczynniki korelacji między znormalizowanymi stymulantami s_{ijt} a wskaźnikiem SK_{it} dla województw. Wyniki zestawiono w tabl. 1.

Tabl. 1. Oszacowane wagi wskaźnika SK oraz wartości współczynnika korelacji pomiędzy znormalizowanymi stymulantami a wskaźnikiem SK

Stymulanty	Waga	Współczynnik korelacji
PKB per capita w zł	0,19496	0,96010
Wartość brutto środków trwałych per capita w zł	0,19639	0,94920
Nakłady inwestycyjne per capita w zł	0,19638	0,85108
Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w zł	0,24873	0,94062
1/stopa bezrobocia w %	0,16491	0,79848

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie www.stat.gov.pl (dostęp: 11.2022 r.).

W tabl. 2 zestawiono średnie wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw z okresu 2009–2020 w kolejnych grupach kwartylowych, na podstawie których sporządzono ranking województw.

Tabl. 2. Ranking województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego w latach 2009–2020 na podstawie średnich wartości wskaźników taksonomicznych

Miejsce	OE	OM	OH	SK
Pierwsza grupa kwartylowa				
1	0,3204 mazowieckie	0,2610 mazowieckie	0,3579 mazowieckie	0,7568 mazowieckie
2	0,4526 dolnośląskie	0,4360 dolnośląskie	0,6206 wielkopolskie	0,5787 dolnośląskie
3	0,4543 wielkopolskie	0,4454 wielkopolskie	0,6227 dolnośląskie	0,5602 wielkopolskie
4	0,4717 śląskie	0,4596 śląskie	0,6503 śląskie	0,5537 śląskie
Druga grupa kwartylowa				
5	0,4958 pomorskie	0,4818 pomorskie	0,7025 pomorskie	0,5330 pomorskie
6	0,5245 łódzkie	0,5128 łódzkie	0,7628 małopolskie	0,5009 łódzkie
7	0,5263 małopolskie	0,5164 małopolskie	0,7629 łódzkie	0,4963 małopolskie
8	0,5462 lubuskie	0,5325 lubuskie	0,8168 lubuskie	0,4803 lubuskie

Tabl. 2. Ranking województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego w latach 2009–2020 na podstawie średnich wartości wskaźników taksonomicznych (dok.)

Miejsce	OE	OM	OH	SK
Trzecia grupa kwartylowa				
9	0,5480 opolskie	0,5355 opolskie	0,8170 opolskie	0,4792 opolskie
10	0,5559 zachodniopomorskie	0,5395 zachodniopomorskie	0,8447 zachodniopomorskie	0,4773 zachodniopomorskie
11	0,5870 podlaskie	0,5752 podlaskie	0,9082 podlaskie	0,4403 podlaskie
12	0,5941 kujawsko-pomorskie	0,5812 kujawsko-pomorskie	0,9323 kujawsko-pomorskie	0,4347 kujawsko-pomorskie
Czwarta grupa kwartylowa				
13	0,6032 podkarpackie	0,5914 podkarpackie	0,9522 podkarpackie	0,4241 podkarpackie
14	0,6090 lubelskie	0,5966 lubelskie	0,9602 lubelskie	0,4197 lubelskie
15	0,6131 świętokrzyskie	0,6006 świętokrzyskie	0,9735 świętokrzyskie	0,4154 świętokrzyskie
16	0,6202 warmińsko-mazurskie	0,6066 warmińsko-mazurskie	1,0105 warmińsko-mazurskie	0,4103 warmińsko-mazurskie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL.

Przestrzenne zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw mierzone wskaźnikami *OE*, *OM*, *OH* i *SK* są bardzo zbliżone do siebie, ponieważ wartości bezwzględne współczynnika korelacji Pearsona pomiędzy wskaźnikami są bliskie 1 (przyjmują wartości z przedziału [0,9838; 0,9995]).

W tabl. 2 wartości wskaźników *OE*, *OM* i *OH* są uporządkowane w kolejności rosnącej, a wartości *SK* w kolejności malejącej. W związku z tym w pierwszej grupie kwartylowej znajdują się województwa najlepiej rozwinięte, o najniższych wartościach *OE*, *OM* i *OH* oraz o najwyższych wartościach wskaźnika *SK*, a w ostatniej grupie kwartylowej – województwa najslabiej rozwinięte ze względu na każdy z analizowanych wskaźników.

Na podstawie danych zawartych w tabl. 2 można wysnuć następujące wnioski:

- wszystkie rozważane wskaźniki taksonomiczne wskazują, że w grupie 25% województw o najwyższym poziomie rozwoju gospodarczego w latach 2009–2020 znajdują się województwa: mazowieckie, dolnośląskie, wielkopolskie i śląskie;
- woj. mazowieckie wykazuje zdecydowanie najwyższy poziom rozwoju gospodarczego w analizowanym okresie;
- w drugiej grupie kwartylowej znajdują się województwa: pomorskie, łódzkie, małopolskie i lubuskie (ze względu na każdy z obliczonych wskaźników taksonomicznych);

- do trzeciej grupy kwartylowej należą województwa: opolskie, zachodniopomorskie, podlaskie i kujawsko-pomorskie (ze względu na każdy z obliczonych wskaźników taksonomicznych);
- w grupie 25% województw o najniższym poziomie rozwoju gospodarczego są województwa: podkarpackie, lubelskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie (ze względu na każdy z obliczonych wskaźników taksonomicznych);
- woj. warmińsko-mazurskie charakteryzuje się najniższym poziomem rozwoju gospodarczego w analizowanym okresie.

W tabl. 3 zestawiono względne zmiany wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw w latach 2009–2020. Ujemne wartości względnych zmian *OE*, *OM* i *OH* oraz dodatnie wartości względnych zmian *SK* świadczą o wzroście poziomu rozwoju gospodarczego województw. W pierwszej grupie kwartylowej znajdują się województwa o najwyższych spadkach wartości *OE*, *OM* i *OH* oraz najwyższych wzrostach wartości *SK*, a w czwartej grupie kwartylowej – województwa o najniższych spadkach wartości *OE*, *OM* i *OH* oraz najniższych wzrostach wartości *SK*. Województwa o najwyższej intensywności rozwoju gospodarczego ze względu na rozważane wskaźniki taksonomiczne można więc znaleźć w pierwszej grupie kwartylowej, a w czwartej – województwa o najniższej intensywności rozwoju.

Tabl. 3. Względne zmiany (w procentach) wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw pomiędzy 2009 r. a 2020 r. w grupach kwartylowych

Miejsce w grupie	<i>OE</i>	<i>OM</i>	<i>OH</i>	<i>SK</i>
Pierwsza grupa kwartylowa				
1	-47,7 mazowieckie	-69,7 mazowieckie	-71,6 mazowieckie	51,5 wielkopolskie
2	-42,5 wielkopolskie	-44,3 dolnośląskie	-55,1 dolnośląskie	50,1 lubuskie
3	-41,9 dolnośląskie	-43,3 wielkopolskie	-53,7 wielkopolskie	49,7 dolnośląskie
4	-30,9 małopolskie	-33,2 małopolskie	-43,6 małopolskie	49,5 małopolskie
Druga grupa kwartylowa				
1	-30,2 śląskie	-31,8 łódzkie	-43,2 zachodniopomorskie	48,8 zachodniopomorskie
2	-30,1 łódzkie	-31,7 zachodniopomorskie	-42,7 łódzkie	48,5 podlaskie
3	-29,0 zachodniopomorskie	-31,5 śląskie	-42,6 lubuskie	46,9 łódzkie
4	-28,3 lubuskie	-30,2 lubuskie	-40,9 śląskie	44,8 podkarpackie

Tabl. 3. Względne zmiany (w procentach) wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw pomiędzy 2009 r. a 2020 r. w grupach kwartylowych (dok.)

Miejsce w grupie	OE	OM	OH	SK
Trzecia grupa kwartylowa				
1	-25,7 opolskie	-27,6 opolskie	-38,3 opolskie	44,4 lubelskie
2	-25,6 pomorskie	-26,9 podlaskie	-38,0 podlaskie	43,3 warmińsko-mazurskie
3	-25,1 podlaskie	-25,8 pomorskie	-36,8 pomorskie	43,1 opolskie
4	-21,1 podkarpackie	-22,9 lubelskie	-33,9 podkarpackie	38,6 mazowieckie
Czwarta grupa kwartylowa				
1	-21,1 lubelskie	-22,8 podkarpackie	-33,5 lubelskie	36,1 kujawsko-pomorskie
2	-19,9 warmińsko-mazurskie	-21,7 warmińsko-mazurskie	-33,5 warmińsko-mazurskie	34,3 śląskie
3	-19,8 kujawsko-pomorskie	-21,4 kujawsko-pomorskie	-31,9 kujawsko-pomorskie	29,4 świętokrzyskie
4	-15,1 świętokrzyskie	-16,8 świętokrzyskie	-25,4 świętokrzyskie	28,4 pomorskie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL.

Z otrzymanych wartości względnych zmian wskaźników taksonomicznych zaprezentowanych w tabl. 3 wynika, że:

- wszystkie województwa osiągnęły wzrost poziomu rozwoju gospodarczego między 2009 r. a 2020 r.;
- najwyższą intensywnością rozwoju charakteryzowało się:
 - woj. mazowieckie pod względem *OE*, *OM* i *OH*,
 - woj. wielkopolskie pod względem *SK*;
- w grupie 25% województw o najwyższej intensywności rozwoju znajdują się województwa:
 - mazowieckie, dolnośląskie, wielkopolskie i małopolskie pod względem *OE*, *OM* i *OH*,
 - wielkopolskie, lubuskie, dolnośląskie i małopolskie pod względem *SK*;
- w drugiej grupie kwartylowej ze względu na dynamikę analizowanych wskaźników taksonomicznych są województwa:
 - śląskie, lubuskie, łódzkie i zachodniopomorskie w przypadku *OE*, *OM* i *OH*,
 - zachodniopomorskie, podlaskie, łódzkie i podkarpackie w przypadku *SK*;
- do trzeciej grupy kwartylowej ze względu na dynamikę analizowanych wskaźników taksonomicznych należą województwa:
 - opolskie, podlaskie, pomorskie i podkarpackie w przypadku *OE* i *OH*,
 - opolskie, podlaskie, pomorskie i lubelskie w przypadku *OM*,

- lubelskie, warmińsko-mazurskie, opolskie i mazowieckie w przypadku *SK*;
- w grupie 25% województw o najniższej intensywności rozwoju gospodarczego w latach 2009–2020 są województwa:
 - lubelskie, warmińsko-mazurskie, kujawsko-pomorskie i świętokrzyskie pod względem *OE* i *OH*,
 - podkarpackie, warmińsko-mazurskie, kujawsko-pomorskie i świętokrzyskie pod względem *OM*,
 - kujawsko-pomorskie, śląskie, świętokrzyskie i pomorskie pod względem *SK*.

Wskaźniki rozwoju gospodarczego oparte na odległościach euklidesowej, miejskiej i hiperbolicznej podlegały w latach 2009–2020 dywergencji (wartości współczynnika korelacji Pearsona pomiędzy względną zmianą danego wskaźnika a jego poziomem w 2020 r. wynoszą odpowiednio: 0,822; 0,880; 0,829). Natomiast *SK* podlegał konwergencji (wartość współczynnika korelacji pomiędzy względną zmianą *SK* w badanym okresie a jego poziomem w 2020 r. jest równa –0,233).

W tabl. 4 zaprezentowano wartości współczynnika korelacji Pearsona między wartościami taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw oraz wartości współczynnika korelacji rang Spearmana między rangami tych wskaźników. Współczynniki korelacji obliczono dla wskaźników i rang w kolejnych latach z okresów 2009–2020 i 2009–2020.

Tabl. 4. Wartości współczynników korelacji pomiędzy wartościami i rangami taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego województw

Lata	<i>OE</i>		<i>OM</i>		<i>OH</i>		<i>SK</i>	
	współczynnik korelacji między							
	wartościami	rangami	wartościami	rangami	wartościami	rangami	wartościami	rangami
2009/2010	0,9801	0,9382	0,9737	0,9265	0,9781	0,9529	0,9751	0,9235
2010/2011	0,9939	0,9706	0,9935	0,9706	0,9937	0,9735	0,9936	0,9647
2011/2012	0,9914	0,9559	0,9899	0,9559	0,9911	0,9735	0,9903	0,9618
2012/2013	0,9924	0,9706	0,9937	0,9647	0,9904	0,9588	0,9941	0,9676
2013/2014	0,9934	0,9676	0,9950	0,9735	0,9937	0,9765	0,9954	0,9735
2014/2015	0,9879	0,9882	0,9898	0,9794	0,9878	0,9912	0,9905	0,9824
2015/2016	0,9916	0,9765	0,9926	0,9794	0,9907	0,9735	0,9930	0,9794
2016/2017	0,9950	0,9765	0,9943	0,9765	0,9945	0,9824	0,9946	0,9765
2017/2018	0,9990	1,0000	0,9991	0,9971	0,9988	0,9971	0,9991	0,9941
2018/2019	0,9946	0,9971	0,9957	0,9971	0,9958	1,0000	0,9958	0,9882
2019/2020	0,9915	0,9882	0,9894	0,9853	0,9917	0,9853	0,9904	0,9882
2009/2020	0,9402	0,9206	0,9541	0,9235	0,9522	0,9235	0,9561	0,9294

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL.

Z powyższych danych wynika, że korelacja wszystkich rozważanych wskaźników taksonomicznych i ich rang jest dodatnia i bardzo wysoka. Wartości tych współczynników świadczą o niewielkich zmianach w przestrzennym zróżnicowaniu poziomu rozwoju gospodarczego województw w latach 2009–2020.

3.2. Analiza porównawcza poziomu rozwoju gospodarczego województw w latach 2002–2009 i 2009–2020

Otrzymane wyniki dla lat 2009–2020 porównano z wynikami badania obejmującego lata 2002–2009 (Dykas i in., 2013), które uwzględniało wskaźniki *OE*, *OM* i *SK* (nie obejmowało wskaźnika *OH*). Zestawienie zawiera rankingi województw wraz z podziałem na grupy kwartylowe pod względem poziomu rozwoju gospodarczego.

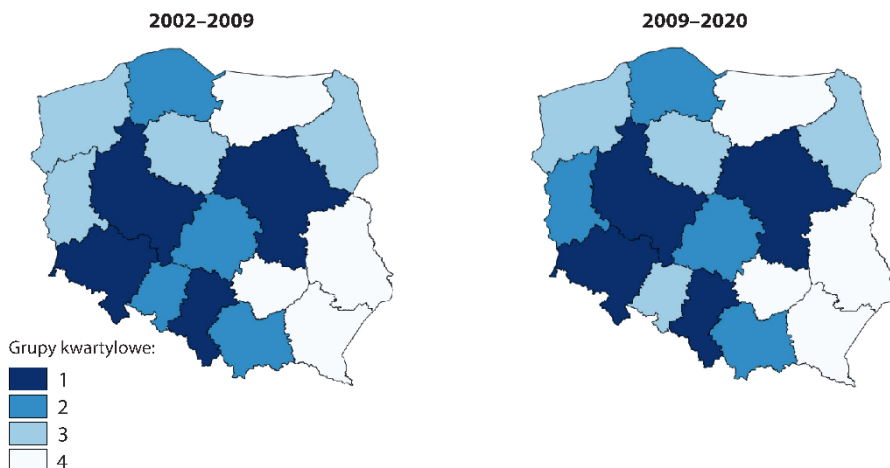
Zestawienie. Porównanie rankingów województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego: za lata 2002–2009 i za lata 2009–2020

Miejsce w rankingu	<i>OE</i>		<i>OM</i>		<i>SK</i>	
	2002–2009	2009–2020	2002–2009	2009–2020	2002–2009	2009–2020
Pierwsza grupa kwartylowa						
1	mazowieckie	mazowieckie	mazowieckie	mazowieckie	mazowieckie	mazowieckie
2	śląskie	dolnośląskie	śląskie	dolnośląskie	śląskie	dolnośląskie
3	wielkopolskie	wielkopolskie	wielkopolskie	wielkopolskie	dolnośląskie	wielkopolskie
4	dolnośląskie	śląskie	dolnośląskie	śląskie	wielkopolskie	śląskie
Druga grupa kwartylowa						
5	pomorskie	pomorskie	pomorskie	pomorskie	pomorskie	pomorskie
6	małopolskie	łódzkie	małopolskie	łódzkie	małopolskie	łódzkie
7	łódzkie	małopolskie	łódzkie	małopolskie	łódzkie	małopolskie
8	opolskie	lubuskie	opolskie	lubuskie	opolskie	lubuskie
Trzecia grupa kwartylowa						
9	zachodniopomorskie	opolskie	zachodniopomorskie	opolskie	zachodniopomorskie	opolskie
10	lubuskie	zachodniopomorskie	lubuskie	zachodniopomorskie	lubuskie	zachodniopomorskie
11	kujawsko-pomorskie	podlaskie	kujawsko-pomorskie	podlaskie	kujawsko-pomorskie	podlaskie
12	podlaskie	kujawsko-pomorskie	podlaskie	kujawsko-pomorskie	podlaskie	kujawsko-pomorskie
Czwarta grupa kwartylowa						
13	świętokrzyskie	podkarpackie	świętokrzyskie	podkarpackie	świętokrzyskie	podkarpackie
14	podkarpackie	lubelskie	podkarpackie	lubelskie	podkarpackie	lubelskie
15	lubelskie	świętokrzyskie	lubelskie	świętokrzyskie	lubelskie	świętokrzyskie
16	warmińsko-mazurskie	warmińsko-mazurskie	warmińsko-mazurskie	warmińsko-mazurskie	warmińsko-mazurskie	warmińsko-mazurskie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL oraz Dykas i in. (2013).

Mapa ilustruje przynależność województw do poszczególnych grup kwartylowych pod względem poziomu rozwoju gospodarczego w latach 2002–2009 i 2009–2020.

Mapa. Województwa według przynależności do grup kwartylowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL oraz Dykas i in. (2013).

Na podstawie danych zawartych w zestawieniu (biorąc pod uwagę wartości wskaźników taksonomicznych *OE*, *OM* i *SK*) można wysnuć następujące wnioski:

- w grupie 25% województw o najwyższym poziomie rozwoju gospodarczego zarówno w latach 2002–2009, jak i 2009–2020 znajdowały się województwa: mazowieckie, wielkopolskie, śląskie i dolnośląskie;
- woj. mazowieckie wykazywało zdecydowanie najwyższy poziom rozwoju gospodarczego w obu badanych okresach;
- w drugiej grupie kwartylowej ze względu na rozważane wskaźniki taksonomiczne zarówno w latach 2002–2009, jak i 2009–2020 znajdowały się województwa pomorskie, łódzkie i małopolskie;
- w latach 2009–2020 woj. opolskie uplasowało się niżej w rankingu województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego w porównaniu z rankingiem z pierwszej dekady XXI w. W latach 2002–2009 należało ono do drugiej grupy kwartylowej, a w latach 2009–2020 – do trzeciej;
- woj. lubuskie awansowało w rankingu województw pod względem poziomu rozwoju gospodarczego za lata 2009–2020 w porównaniu z rankingiem za lata 2002–2009; w latach 2002–2009 zostało zakwalifikowane do trzeciej grupy kwartylowej, natomiast w latach 2009–2020 – do drugiej;
- w trzeciej grupie kwartylowej zarówno w latach 2002–2009, jak i 2009–2020 znajdowały się województwa zachodniopomorskie, kujawsko-pomorskie i podlaskie;

- w grupie 25% województw o najniższym poziomie rozwoju gospodarczego zarówno w latach 2002–2009, jak i 2009–2020 były województwa: podkarpackie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie i lubelskie;
- najniższy poziom rozwoju gospodarczego w obu badanych okresach osiągnęło woj. warmińsko-mazurskie.

4. Podsumowanie

Przeprowadzona analiza taksonomiczna pozwala stwierdzić wyraźne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego województw. Rezultaty porządkowania województw w grupach kwartylowych przy zastosowaniu czterech wskaźników taksonomicznych okazały się zbliżone. Na podstawie względnych zmian wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju gospodarczego można zauważyć, że przynależność województw do poszczególnych grup kwartylowych według wskaźników *OE* i *OH* jest taka sama, nieznacznie różna w przypadku wskaźnika *OH* (zamiana grup kwartylowych pomiędzy województwami podkarpackim i lubelskim) oraz inna dla wskaźnika *SK*. Największy wzrost wartości analizowanych wskaźników nastąpił w województwach o najwyższym poziomie rozwoju, co zwiększyło dysproporcje między województwami pod względem badanego zjawiska. Województwo mazowieckie ciągle zajmuje najwyższe miejsce w rankingach i znacznie odbiega od pozostałych województw. Na kolejnych pozycjach znajdują się województwa wielkopolskie, dolnośląskie i śląskie. Ostatnie lokaty zajęły województwa podkarpackie, lubelskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie. W porównaniu z badaniem obejmującym lata 2002–2009 przynależność województw do grup kwartylowych zmieniła się tylko w przypadku województw opolskiego (spadek z drugiej grupy kwartylowej do trzeciej) i lubuskiego (awans z trzeciej grupy kwartylowej do drugiej). Ponadto zarówno przeprowadzone badanie, jak i badanie z pierwszej dekady XXI w. wskazują, że woj. warmińsko-mazurskie charakteryzuje się najniższym poziomem rozwoju gospodarczego.

Można zauważyć związek między poziomem rozwoju gospodarczego województw a ich położeniem geograficznym. Lepiej rozwijające się województwa są zlokalizowane w zachodniej i centralnej części

Przeprowadzona analiza zróżnicowania poziomu rozwoju gospodarczego województw może być wykorzystana przez władze rządowe i samorządowe przy pozyskiwaniu i przyznawaniu środków unijnych oraz przy opracowywaniu strategii rozwoju. Te działania mogą mieć wymierny wpływ na podniesienie poziomu rozwoju gospodarczego regionów, a w konsekwencji – całego kraju.

Bibliografia

- Bartkowiak, R. (2013). *Ekonomia rozwoju*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Berbeka, J. (1999). Porównanie poziomu życia w krajach Europy Środkowej. *Wiadomości Statystyczne*, 44(8), 66–67.
- Bolińska, M. (2017). Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów województwa podkarpackiego. *Przegląd Nauk Ekonomicznych*, (25), 235–245.
- Bolińska, M., Dykas, P., Kowalczyk, A. (2018). Przestrzenne różnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów w latach 2002–2014. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 107, 197–220. <https://doi.org/10.26485/SPE/2018/107/11>.
- Bożek, J., Szewczyk, J. (2021). Ocena poziomu rozwoju społecznego powiatów województwa małopolskiego z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 66(4), 45–63. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.8325>.
- Bożek, J., Szewczyk, J., Badach, E., Lisek, S. (2022). Ocena poziomu rozwoju gospodarczego województw z zastosowaniem metod porządkowania liniowego w ujęciu dynamicznym. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 67(12), 39–61. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0016.1613>.
- Bożek, J., Szewczyk, J., Jaworska, M. (2021a). Poziom rozwoju gospodarczego województw w ujęciu dynamicznym. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 14(57), 11–24. <https://doi.org/10.14746/rrpr.2021.57.02>.
- Bożek, J., Szewczyk, J., Jaworska, M. (2021b). Zmiany w poziomie rozwoju społecznego województw w latach 2010 i 2019 z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 65(1), 109–123. <https://doi.org/10.15584/nsawg.2021.1.6>.
- Cieślik, E. (2008). Wybrane alternatywne sposoby mierzenia poziomu rozwoju gospodarczego. *Equilibrium*, 1(1–2), 145–160.
- Churski, P. (2012). Polityka regionalna w Unii Europejskiej i w Polsce. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, (19), 14–54. <https://pressto.amu.edu.pl/index.php/rrpr/article/view/14369>.
- Czyżycki, R. (2012). Badanie rozwoju społeczno-gospodarczego województw – wpływ metodyki badań na uzyskane wyniki. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu*, 42(42), 15–23. <https://journals.wsb.poznan.pl/index.php/znwsb/article/view/1268>.
- Dykas, P. (2009). Taksonomiczne wskaźniki przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów województwa podkarpackiego. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 80, 201–214.
- Dykas, P., Kościelniak, P., Tokarski, T. (2013). Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego województw i powiatów. W: M. Trojak, T. Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania ekonomicznego i społecznego Polski* (s. 81–110). Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Edigarian, A., Kościelniak, P., Tokarski, T., Trojak, M. (2011). Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów. W: D. Tomczak (red.), *Capability to social progress in Poland's regions* (s. 13–50). Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Gajewski, P. (2003). Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90. Konwergencja w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, 48(11).

- Głuszczyk, D. (2011). Istota rozwoju regionalnego i jego determinanty. *Ekonomia. Economics*, (5), 68–80. https://dbc.wroc.pl/Content/25998/PDF/Gluszczyk_Istota_rozwoju_regionalnego_i_jego.pdf.
- Grajewska, M. (2013). Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego w Polsce w latach 2003–2009. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (64/2), 49–58. https://wneiz.pl/nauka_wneiz/frfu/64-2013/FRFU-64-t2-49.pdf.
- Hozier-Koćmiel, M. (2018). Ocena rozwoju społeczno-ekonomicznego województwa za pomocą HDI. *Wiadomości Statystyczne*, 63(3), 40–49. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0637>.
- Jabłoński, Ł., Tokarski, T. (2010). Taksonomiczne wskaźniki przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 81, 261–289.
- Kłosa, S. (2018). Klasyfikacja polskich województw pod względem rozwoju społeczno-gospodarczego za pomocą metod taksonomicznych. *Modern Management Review*, 25(3), 141–157. <https://doi.org/10.7862/rz.2018.mmr.30>.
- Knapińska, M. (2016). Rozwój gospodarczy w podstawowych miernikach makroekonomicznych. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze*, (4), 134–146. <https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2016.44>.
- Kowerski, M. (2017). Zastosowanie metod taksonomicznych i ekonometrycznych do analizy poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego regionów transgranicznych. W: A. Miszczyk (red.), *Wyzwania rozwojowe pogranicza polsko-ukraińskiego* (s. 11–31). Norbertinum. https://www.euroreg.uw.edu.pl/dane/web_euroreg_publications_files/6437/miszczuk_wyzwania_rozwojowe_pogranicza_polsko-ukraiskiego.pdf.
- Luśtyk, A. (2022). Ocena potencjału innowacyjnego polskich województw i prawdopodobieństwo jego zmiany. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze*, (16), 66–83. <https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2022.214>.
- Łogwiniuk, K. (2011). Zastosowanie metod taksonomicznych w analizie porównawczej dostępu do infrastruktury ICT przez młodzież szkolną w Polsce. *Ekonomia i Zarządzanie*, 3(1), 7–23.
- Majewski, S. (1999). Szeregowanie krajów przy pomocy Diagramu Czekanowskiego i Taksonomicznego Miernika Rozwoju. *Wiadomości Statystyczne*, 44(8).
- Malina, A. (2020). Analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski w latach 2005–2017. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (1), 138–155. <https://doi.org/10.15584/nsawg.2020.1.10>.
- Michoń, D. (2017). Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego województw ze względu na realizację celów polityki spójności. *Wiadomości Statystyczne*, 62(12), 80–94. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.1092>.
- Miłek, D. (2018). Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa świętokrzyskiego. *Wiadomości Statystyczne*, 63(6), 39–56. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0673>.
- Miłek, D., Paluch, P. (2016). Rozwój społeczno-gospodarczy polskich regionów. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (48), 90–103. <https://doi.org/10.15584/nsawg.2016.4.7>.
- Mroczek, K., Tokarski, T., Trojak, M. (2014). Grawitacyjny model zróżnicowania rozwoju ekonomicznego województw. *Gospodarka Narodowa*, (3), 5–34. <https://doi.org/10.33119/GN/100867>.

- Parysek, J. J. (2018). Rozwój społeczno-gospodarczy oraz czynniki i uwarunkowania rozwoju. W: P. Churski (red.), *Teoretyczne i aplikacyjne wyzwania współczesnej geografii społeczno-ekonomicznej* (s. 37–56). Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN. https://www.euroreg.uw.edu.pl/dane/web_euroreg_publications_files/6855/studia_kpz_k_183.pdf.
- Rokicki, T. (2016). The diversification of the social and economic development of voivodeships in Poland / Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego województw w Polsce. *Economic and Regional Studies. Studia Ekonomiczne i Regionalne*, 9(4), 39–52. <https://www.ers.edu.pl/pdf/-92944-27023?filename=THE%20DIVERSIFICATION%20OF.pdf>.
- Siudek, T., Drabarczyk, K., Jakubiec, A. (2017). Rozwój gospodarczy powiatów i podregionów województwa mazowieckiego. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (117), 33–46. <https://doi.org/10.22630/EIOGZ.2017.117.3>.
- Strojny, J. (2016). Wielowymiarowa analiza porównawcza województw: podkarpackiego i małopolskiego. *Przedsiębiorczość – Edukacja*, 12, 68–84. <https://doi.org/10.24917/20833296.12.5>.
- Tokarski, T. (2005). O zróżnicowaniu rozwoju ekonomicznego polskich regionów i podregionów. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 71, 243–275.
- Tokarski, T., Gabryjelska, A., Krajewski, P., Mackiewicz, M. (1999). Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac. *Wiadomości Statystyczne*, 44(8), 41–66.
- Trojak, M. (red.). (2015). *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*. Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Trojak, M., Tokarski, T. (red.). (2013). *Statystyczna analiza zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*. Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Wiśła, R., Tokarski, T. (2016). Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego. *Wiadomości Statystyczne*, (8), 45–63. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.1087>.
- Wyszkowska, Z., Serwatka-Bober, S. (2018). Regionalne zróżnicowanie rozwoju gospodarczego a struktura demograficzna w województwach w Polsce. *Optimum. Economic Studies*, (1), 207–218. <https://doi.org/10.15290/oes.2018.01.91.14>.
- Żołądek, Ł. (2019). Nie tylko PKB. Alternatywne wskaźniki rozwoju. *INFOS Zagadnienia społeczno-gospodarcze*, (12), 1–4. [https://orka.sejm.gov.pl/WydBAS.nsf/0/41AC2B6063040255C12584A90042C31B/\\$file/Infos_265.pdf](https://orka.sejm.gov.pl/WydBAS.nsf/0/41AC2B6063040255C12584A90042C31B/$file/Infos_265.pdf).

Poziom wyszczerpienia przeciw COVID-19 a nadmiarowe zgony w ujęciu regionalnym w Polsce

Radosław Murkowski^a

Streszczenie. Badania naukowe dowodzą skuteczności powszechnych szczepień w zwalczaniu chorób wirusowych lub łagodzeniu ich skutków. Celem badania omawianego w artykule jest ocena zależności między poziomem wyszczerpienia populacji Polski przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów w ujęciu regionalnym. Kluczowymi predyktorami użytymi w badaniu były: wskaźnik pełnego zaszczepienia przeciw COVID-19 dla regionów (NUTS 2), podregionów (NUTS 3) i powiatów na koniec 2021 r. oraz liczba nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób w drugim półroczu 2021 r. i pierwszym półroczu 2022 r., czyli podczas czwartej i piątej fali pandemii. Badanie oparto na danych GUS i Centrum e-Zdrowia. Nadmiarowe zgony oszacowano za pomocą analizy szeregów czasowych. Do obliczeń wykorzystano liczbę zgonów według wieku i płci zmarłych w ujęciu tygodniowym dla NUTS 2 i NUTS 3 oraz liczbę zgonów według okresów półrocznych dla powiatów. Wyniki przeprowadzonych analiz wskazują na występowanie umiarkowanie silnego związku między poziomem wyszczerpienia populacji przeciw COVID-19 na koniec 2021 r. a liczbą nadmiarowych zgonów w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. Ustalono również silne zróżnicowanie terytorialne zarówno poziomu nadmiernej umieralności w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r., jak i poziomu wyszczerpienia przeciw COVID-19 na koniec 2021 r.

Słowa kluczowe: pandemia COVID-19, nadmiarowe zgony, szczepienia, analiza szeregów czasowych

JEL: J10, J11, J18, C22

The rate of vaccination against COVID-19 and the number of excess deaths by region in Poland

Abstract. Scientific studies prove the effectiveness of universal vaccination in fighting viral diseases or mitigating their effects. The aim of the study discussed in this article is to assess the relationship between the rate of vaccination of the Polish population against COVID-19 and the number of excess deaths by region. The key predictors used in the study were the rate of full vaccination against COVID-19 for regions (NUTS 2), sub-regions (NUTS 3) and powiats at the end of 2021, and the number of excess deaths per 100,000 people in the second half of 2021 and the first half of 2022, i.e. during the fourth and fifth waves of the pandemic. The research was based on Statistics Poland and e-Health Centre data. Excess deaths were estimated using the analysis of time series. The calculations were performed using the number of deaths by age and sex of the deceased on a weekly basis for NUTS 2 and NUTS 3, and on a half-year basis for powiats. The results of the performed analyses indicate that there is a moderately strong association between the anti-COVID-19 vaccination rate at the end of 2021 and the number of excess deaths in the

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Instytut Ekonomii, Polska / Poznań University of Economics and Business, Institute of Economics, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5258-3517>.
E-mail: radoslaw.murkowski@ue.poznan.pl.

period between the beginning of July 2021 and the end of June 2022. We also observed significant differences between regions as far as their excess death rates between the beginning of July 2021 and the end of June 2022, and their anti-COVID-19 vaccination rates at the end of 2021 are considered.

Keywords: COVID-19 pandemic, excess deaths, vaccination, time series analysis

1. Wprowadzenie

Epidemia COVID-19, choroby zakaźnej układu oddechowego wywoływanej przez koronawirusa (wirus SARS-CoV-2), wybuchła pod koniec 2019 r. w Wuhan w środkowych Chinach, a 11 marca 2020 r. została uznana przez Światową Organizację Zdrowia (World Health Organization – WHO) za pandemię. Wywołujący tę chorobę koronawirus bardzo szybko rozprzestrzenił się na świecie i stał się ogromnym wyzwaniem dla zdrowia publicznego.

Pierwsze przypadki zakażeń koronawirusem w Polsce odnotowano w marcu 2020 r. (pierwsza fala pandemii), a istotny wpływ pandemii na umieralność w kraju zaobserwowano dopiero w drugiej połowie 2020 r., czyli w czasie drugiej fali zakażeń koronawirusem (Murkowski, 2021). Podczas pierwszej fali pandemii polskie władze podjęły zdecydowane środki zapobiegawcze i kontrolne (np. obowiązek noszenia maseczek, konieczność zachowania dystansu społecznego, ograniczenie funkcjonowania wielu instytucji), co znacznie ograniczyło przenoszenie się wirusa. Utrzymanie restrykcji przez dłuższy czas było jednak trudne i w drugiej połowie 2020 r. wirus zaczął się rozprzestrzeniać, zarówno w Polsce, jak i w wielu innych krajach, co przełożyło się na znaczny wzrost liczby zgonów spowodowanych COVID-19. Ludzkość stanęła przed wyzwaniem znalezienia rozwiązania ograniczającego śmiertelność wśród zarażonych – wynalezienia leku lub szczepionki.

Szczepienia przeciwko COVID-19 rozpoczęły się w Polsce pod koniec 2020 r., ale były wprowadzane stopniowo i dopiero na przełomie kwietnia i maja 2021 r. objęły wszystkie zainteresowane nimi osoby dorosłe. W związku z tym w badaniu omawianym w artykule wpływ szczepień na poziom umieralności uznano za możliwy do zaobserwowania nie wcześniej niż w drugim półroczu 2021 r.¹ Oczywiście jest przy tym, że lokalnie choroba może się rozprzestrzeniać nierównomiernie – w różnych okresach i regionach liczba zachorowań osiąga maksimum szybciej, a w innych później. Celem badania omawianego w artykule jest ocena zależności między poziomem wyszczepienia populacji Polski przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów w ujęciu regionalnym. Postawiono hipotezę, że im wyższy odsetek osób wyszczepionych pełną dawką szczepionki przeciw COVID-19 na danym obszarze, tym niższa liczba nadmiarowych zgonów.

¹ Wyniki badań wskazują, że wakacje to okres, w którym liczba zachorowań na COVID-19 wyraźnie spada, najprawdopodobniej z powodu ograniczenia kontaktów międzyludzkich. Między innymi dzieci utrzymują średnio o 40% mniej kontaktów społecznych dziennie, co może wyjaśniać uspikanie pandemii latem (Kucharski, 2020, s. 92–93).

2. Szczepienia przeciw COVID-19

Badania naukowe dowodzą, że powszechne szczepienia to potężna broń w walce z chorobami zakaźnymi, która może pokonać np. choroby wirusowe lub złagodzić ich skutki (Brisse i in., 2020). Masowe szczepienia pozwalają na kontrolowanie i zwalczanie wielu poważnych chorób zakaźnych, np. ospy, polio, odry, świnki czy różyczki (Zhang i in., 2019). Należy jednak pamiętać, że nadal nie wynaleziono skutecznych szczepionek przeciw kilku rozpowszechnionym chorobom zakaźnym, np. AIDS. Współcześnie – oprócz konwencjonalnych preparatów – pojawiły się szczepionki nie-wirusowe, takie jak szczepionki z cząsteczkami wirusopodobnymi lub szczepionki DNA/RNA, które odegrały istotną rolę w zwalczaniu COVID-19 (Brisse i in., 2020).

W chwili wybuchu pandemii COVID-19 rozpoczęto na świecie prace związane z opracowaniem szczepionki przeciw tej chorobie, której upowszechnienie przyspieszyłoby osiągnięcie tzw. odporności stadnej. Prace nad jej stworzeniem przebiegały wyjątkowo szybko – już w grudniu 2020 r. niektóre zachodnie agencje leków zatwierdziły pierwsze preparaty, aby jak najszybciej wprowadzić je do powszechnego użytku (Mathieu i in., 2021). Jednak początkowo, ze względu na ograniczone zdolności produkcyjne, światowa podaż szczepionek była niewielka, a ponadto zaobserwowano globalną nierównowagę w dystrybucji szczepionek, które były w miarę szeroko dostępne tylko dla mieszkańców krajów wysoko rozwiniętych (Pollard i in., 2020). W Polsce szczepienia przeciw COVID-19 rozpoczęto 27 grudnia 2020 r., podczas drugiej fali pandemii; w pierwszej kolejności objęto nimi głównie personel medyczny. Potem zasięg systematycznie rozszerzał się na kolejne grupy ludności: pod koniec stycznia 2021 r. rozpoczęto w Polsce masowe szczepienia seniorów, w lutym – nauczycieli, pod koniec marca – przedstawicieli służb mundurowych, a na przełomie kwietnia i maja 2021 r. miały szansę zaszczepić się wszystkie osoby pełnoletnie. Liczba osób zaszczepionych co najmniej jedną dawką szczepionki przekroczyła połowę ludności Polski dopiero pod koniec sierpnia 2021 r. W związku z tym o wpływie szczepień przeciw COVID-19 na umieralność można mówić dopiero w odniesieniu do czwartej i piątej fali pandemii koronawirusa, czyli drugiej połowy 2021 r. i początku 2022 r.

Większość danych dotyczących efektywności szczepionki przeciw COVID-19 pochodzi z badań klinicznych, prowadzonych w ściśle określonych warunkach, dlatego obliczona skuteczność szczepionki ma w tym przypadku charakter teoretyczny. Dla przykładu, podanie dwóch dawek szczepionki Pfizer-BioNTech zapewniało w badaniach klinicznych 95% skuteczności w zapobieganiu objawowemu zakażeniu COVID-19 (od siedmiu dni po podaniu drugiej dawki), a podanie dwóch dawek szczepionki Moderna – 94% skuteczności (Banerji i in., 2021). Z kolei wyniki polskich

badan wskazują na prawie dziesięciokrotnie większe ryzyko zgonu z powodu COVID-19 w populacji osób niezaszczepionych w stosunku do zaszczepionych (Wojtyniak i in., 2021, 2022).

Szczepionki można uznać za jeden z najskuteczniejszych sposobów wyeliminowania pandemii, jednak ich wpływ na dzienne statystyki zakażeń koronawirusem i zgonu wskutek COVID-19 w poszczególnych krajach jest niejasny. Z tego powodu – choć wstępne badania kliniczne wykazały wysoką skuteczność szczepionek w zapobieganiu ciężkim skutkom tej choroby – najbardziej wiarygodnym przejawem skuteczności szczepionki jest jej wpływ na liczbę nowych przypadków zachorowań na COVID-19 i zgonów wskutek tej choroby. Podczas badania omawianego w artykule przeprowadzono kompleksową analizę poziomu umieralności w Polsce w czasie pandemii w podziale regionalnym, a następnie określono związek między poziomem wyszczerpienia populacji a liczbą nadmiarowych zgonów w celu określenia skuteczności szczepienia.

3. Założenia teoretyczne

Ocena wpływu pandemii COVID-19 na umieralność najczęściej bazuje na statystykach przyczyn zgonów, które są systematycznie raportowane – podczas pandemii nawet codziennie – przez agencje zdrowia publicznego, np. WHO² i Uniwersytet Johnsa Hopkinsa³. W Polsce kompletność rejestracji zgonów jest pełna, ale jakość informacji o ich przyczynach – bardzo niska. WHO od lat zwraca uwagę na występujący w Polsce problem kodów śmieciowych (ang. *garbage codes*), będący skutkiem nieprawidłowych zapisów w karcie zgonu, głównie w wyniku nadużywania ogólnikowych opisów i określeń z zakresu chorób układu krążenia. W rezultacie odsetek zgonów, których przyczynę określa się za pomocą kodów śmieciowych, jest bardzo wysoki (ponad 25% zgonów o beżużytecznych opisach przyczyn), co spowodowało, że WHO wyklucza Polskę z analiz porównawczych dotyczących umieralności według przyczyn (Cierniak-Piotrowska i in., 2015; Fihel i Muszyńska-Spielauer, 2021; Główny Urząd Statystyczny [GUS], 2022). Niska jakość danych statystycznych znacząco utrudnia ocenę sytuacji epidemiologicznej i zdrowotnej ludności nie tylko w przypadku Polski, dlatego naukowcy z całego świata poszukują skuteczniejszych metod oceny wpływu pandemii na umieralność. Wypracowano konsensus (Beaney i in., 2020; Kontis i in., 2020; Leon i in., 2020) wskazujący, że najbardziej obiektywnym sposobem porównywania liczby zgonów w różnych krajach podczas pandemii jest wskaźnik definiowany jako *liczba nadmiarowych zgonów bez względu na ich przyczynę*.

² Zob. <https://covid19.who.int/>.

³ Zob. <https://coronavirus.jhu.edu/>.

Liczba nadmiarowych zgonów odnosi się do umieralności przekraczającej poziom, który zostałby odnotowany w standardowych warunkach, czyli gdyby pandemia nie wybuchła (Vestergaard i in., 2020). Oblicza się ją jako różnicę pomiędzy obserwowaną a oczekiwaną liczbą zgonów w danym okresie. W tym ujęciu abstrahuje się od jakości kodowania przyczyny zgonu przez placówki medyczne, co pozwala ocenić nie tylko bezpośredni wpływ pandemii na liczbę zgonów, lecz również wpływ pośredni, poprzez uwzględnienie umieralności spowodowanej m.in. utrudnionym dostępem do świadczeń opieki zdrowotnej związanych z innymi schorzeniami na obszarach kraju najbardziej dotkniętych pandemią (Blangiardo i in., 2020). Jednocześnie niektóre zgony z powodu COVID-19 mogą zostać błędnie przypisane innym przyczynom, zwłaszcza jeżeli choroba ta nie została zdiagnozowana lub nie wymieniono jej nazwy w akcie zgonu.

Zgodnie z zaleceniami WHO zgony z powodu COVID-19 należy ujmować bardzo szeroko i uwzględniać zarówno we wszystkich potwierdzonych, jak i prawdopodobnych przypadkach – chyba że istnieje wyraźna alternatywna przyczyna śmierci, która nie może być związana z COVID-19 (np. uraz). Śmierci tych nie należy przypisywać innym chorobom (np. nowotworom); należy je liczyć niezależnie od istniejących wcześniej schorzeń, które mogły wywołać ciężki przebieg COVID-19 (WHO, 2020). W sytuacji gdy nie wszystkie kraje stosują się do zaleceń WHO i publikowane codziennie dane dotyczące umieralności związanej z tą chorobą nie są porównywalne, analiza poziomu nadmiernej umieralności bez względu na przyczynę zgonu może dostarczyć informacji o rzeczywistym wpływie pandemii na umieralność, nawet jeśli raportowana liczba zgonów z powodu COVID-19 została znacznie zaniżona.

4. Metoda badania

Zasadnicze pytanie postawione w badaniu dotyczyło wpływu szczepień przeciw COVID-19 na nadmierną umieralność w Polsce w ujęciu regionalnym. Jako kluczowe predyktory przyjęto:

- wskaźnik pełnego zaszczepienia przeciw COVID-19 (dwoma dawkami szczepionki Pfizer-BioNTech lub Moderna albo jedną dawką szczepionki Johnson & Johnson), czyli odsetek osób w pełni zaszczepionych;
- liczbę nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób.

Ze względu na to, że w analizie przestrzennej zjawisk społeczno-demograficznych bardzo istotny jest dobór wielkości jednostek odniesienia, w badaniu uwzględniono jednostki NUTS 2 (regiony) i NUTS 3 (podregiony)⁴ oraz powiaty.

⁴ NUTS 2 to województwa lub ich części, NUTS 3 – grupy powiatów. Dane statystyki publicznej dla jednostek NUTS zapewniają porównywalność międzynarodową.

Wykorzystano dane dotyczące liczby zgonów według wieku i płci zmarłych w ujęciu tygodniowym dla NUTS 2 i NUTS 3 oraz liczby zgonów w okresach półrocznych dla powiatów opublikowane przez GUS (2023). Korzystano także z raportów o liczbie osób zaszczepionych pełną dawką szczepionki przeciw COVID-19 według gmin, czyli w drugim półroczu 2020 r. i pierwszym półroczu 2021 r., opublikowanych przez Ministerstwo Zdrowia.

Wpływ szczepień przeciw COVID-19 na umieralność badano w okresie 12 kolejnych miesięcy: od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. Wybrano takie ramy czasowe, aby zniwelować wpływ nierównomiernego rozprzestrzeniania się pandemii w różnych regionach kraju na otrzymane wyniki. Dane te zestawiano z poprzednim okresem, kiedy szczepionki nie były jeszcze powszechnie dostępne (od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r.). Rozwój pandemii analizowano w okresach półrocznych, w przybliżeniu odpowiadających poszczególnym jej falom, oddzielonym wakacjami i zimowymi przerwami świątecznymi:

- od początku stycznia do końca czerwca 2020 r., obejmującym pierwszą falę;
- od początku lipca do końca grudnia 2020 r., obejmującym drugą falę;
- od początku stycznia do końca czerwca 2021 r., obejmującym trzecią falę;
- od początku lipca do końca grudnia 2021 r., obejmującym czwartą falę;
- od początku stycznia do końca czerwca 2022 r., obejmującym piątą falę.

Kluczowym wyzwaniem metodologicznym przy szacowaniu nadmiernej umieralności jest określenie spodziewanej umieralności w danym okresie (w wypadku omawianego badania – w tygodniu) w taki sposób, jakby pandemia nigdy się nie wydarzyła. Szacunków dotyczących liczby nadmiarowych zgonów można dokonywać na wiele sposobów i będą się one różnić w zależności od zastosowanej metody i założeń dotyczących spodziewanej liczby zgonów. Najpopularniejsza i najprostsza metoda kalkulacji oczekiwanej liczby zgonów polega na obliczeniu średniej historycznej w badanym okresie na podstawie liczby zgonów z kilku wcześniejszych okresów (np. Docherty i in., 2020). W takim podejściu nie uwzględnia się jednak długoterminowych trendów umieralności i nie bierze się pod uwagę rocznych wahań czynników ryzyka, np. pogody (Scortichini i in., 2020).

Wśród różnych podejść do szacowania oczekiwanej liczby zgonów należy wymienić szacunki: na podstawie ogólnego trendu umieralności w ciągu ostatnich kilku lat i wahań sezonowych przy użyciu analizy regresji (Simonsen i in., 2005), na podstawie analizy szeregów czasowych (Németh i in., 2021), z wykorzystaniem metody ARIMA (Nunes i in., 2011) lub uogólnionego modelu liniowego Poissona (Farrington i in., 1996; Noufaily i in., 2013), a także na podstawie prognoz demograficznych z uwzględnieniem zmieniającej się w czasie struktury ludności według wieku (Karlinsky i Kobak, 2021). Dla przykładu, amerykańska agencja federalna Centers for Disease Control and Prevention (CDC) do oszacowania liczby zgonów wykorzystuje algorytm

nadzoru Farringtona (Noufaily i in., 2013), a jako zakres wartości dla liczby nadmiarowych zgonów oblicza różnicę między obserwowaną liczbą zgonów a jednym z dwóch progów: średnią oczekiwaną liczbą zgonów albo górną granicą 95-procentowego przedziału prognozy (CDC, b.r.).

Z kolei Eurostat, aby oszacować nadmierną umieralność, oblicza oczekiwaną liczbę zgonów w danym roku, biorąc pod uwagę okres bazowy, czyli średnią miesięczną liczbę zgonów z poprzednich czterech lat (Eurostat, 2022). To podejście może się okazać nieodpowiednie, gdy zmiany liczby zgonów charakteryzują się wyraźnym trendem – a tak jest w przypadku Polski, ponieważ według prognoz sprzed pandemii liczba zgonów w Polsce powinna systematycznie wzrastać do połowy lat 40. XXI w. (Eurostat, 2020). Natomiast w ramach projektu EuroMOMO⁵ analizowano tygodniową nadmierną umieralność w wielu krajach Europy za pomocą modelu *glm poisson*, skorygowanego o nadmierną dyspersję.

W Polsce liczbę nadmiarowych zgonów oszacowano np. w ekspertyzie Komitetu Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk (KDN PAN; Kuropka, 2021), porównując zgony z 2020 r. ze średnią z lat 2017–2019, i w pracy Polskiego Instytutu Ekonomicznego (Czerwiński, 2021), przy użyciu metody bazującej na danych demograficznych i tablicach trwania życia.

W badaniu omawianym w niniejszym artykule do oszacowania poziomu oczekiwanej tygodniowej umieralności podczas pandemii COVID-19 dla NUTS 2 i NUTS 3 zastosowano analizę szeregów czasowych uwzględniającą tygodniowe wahania sezonowe umieralności w ciągu roku. Wykorzystano historyczne tygodniowe liczby zgonów za lata 2015–2019 (GUS, 2024). Do wyodrębnienia wahań sezonowych zastosowano metodę wskaźnikową o charakterze multiplikatywnym wraz z trendem wyznaczonym w sposób analityczny, co można zapisać równaniem:

$$y_i = (a + bt)S_{s_i} + S_y,$$

gdzie:

a, b – parametry liniowej funkcji trendu liczby zgonów,

t – czas (mierzony w kwartałach),

S_{s_i} – wskaźnik sezonowości wyznaczony dla i -tego kwartału,

S_y – składnik losowy.

Szeregi czasowe tygodniowej liczby zgonów były stacjonarne, co zweryfikowano na podstawie rozszerzonego testu ADF z wyrazem wolnym i trendem liniowym. Badając statystyczną istotność parametrów, traktowano sezonowość w modelu jako pakiet.

⁵ EuroMOMO to europejska inicjatywa monitorowania umieralności, mająca na celu wykrywanie i mierzenie nadmiernej liczby zgonów spowodowanych sezonową gripą, pandemią i innymi zagrożeniami zdrowia publicznego. Zob. <https://www.euromomo.eu>.

Oznacza to, że nawet gdy część wskaźników sezonowości okazywała się nieistotna statystycznie, to pozostawiano je w modelu. W rozpatrywanym okresie dwa razy wystąpił 53. tydzień roku: w 2015 r. i w 2020 r. Wskaźnik sezonowości dla tego tygodnia oszacowano, przyjmując średnią z 52. tygodnia analizowanego roku i pierwszego tygodnia roku następnego.

Na podstawie porównania oczekiwanej i rzeczywistej umieralności obliczono liczbę nadmiarowych zgonów w Polsce w jednostkach NUTS 2 i NUTS 3. Wartość odchylenia standardowego reszt w poszczególnych modelach zależała od wielkości jednostki i kształtowała się na poziomie 5% przeciętnej wartości zmiennej objaśnianej w modelu dla Polski (dla NUTS 2 – średnio 7,2%, a dla NUTS 3 – średnio 10,8%). W przypadku modelu oczekiwanej tygodniowej liczby zgonów ze wszystkich przyczyn dla Polski oszacowano również oddzielnie modele według płci i według podstawowych grup ludności ze względu na wiek. Dla powiatów dysponowano jedynie półrocznymi danymi dotyczącymi liczby zgonów, dlatego niemożliwe było efektywne zastosowanie analizy szeregów czasowych. W związku z tym nadmierną umieralność w powiatach w okresie od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2022 r. oszacowano poprzez porównanie umieralności w tym okresie ze średnią umieralnością odnotowaną w czterech wcześniejszych półroczach. Podobne podejście przyjęto np. w ekspertyzie KDN PAN (Kuroпка, 2021, s. 15).

Następnie, aby zweryfikować postawione na wstępie hipotezy badawcze, zastosowano analizę korelacji i regresji i oceniono siłę związku występującego pomiędzy liczbą nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób a poziomem wyszczerpienia przeciw COVID-19 w Polsce w ujęciu regionalnym.

5. Wyniki badania i dyskusja

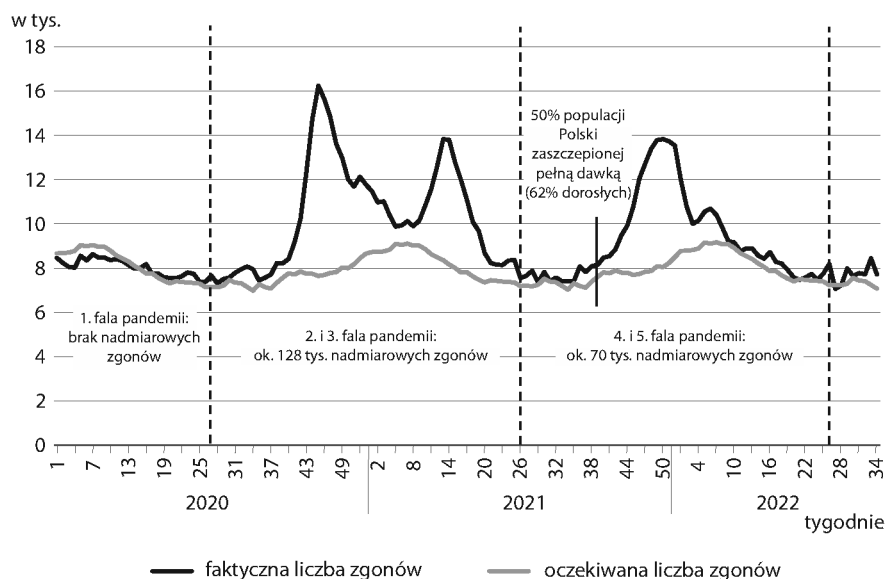
Pierwszy zgon z powodu COVID-19 został stwierdzony w Polsce 12 marca 2020 r. Jednakże obostrzenia wprowadzone przez władze spowodowały, że w pierwszym półroczu 2020 r. nie odnotowano istotnie wyższej umieralności. Dopiero od września 2020 r. zaczęto obserwować wzrost liczby zgonów, znacznie powyżej historycznego poziomu w analogicznych okresach (wykr. 1). Apogeum odnotowano w 45. tygodniu 2020 r., kiedy zmarło ok. 16 tys. osób – to liczba ponaddwukrotnie przewyższająca oczekiwaną (czyli gdyby nie było pandemii COVID-19). Podwyższony poziom umieralności w Polsce utrzymywał się właściwie w czasie całej drugiej i trzeciej fali pandemii, w konsekwencji czego w tym okresie zmarło o ok. 128 tys. osób więcej, niż wynosiła wartość oczekiwana.

Aby przeciwdziałać przyczynom nadmiernej umieralności, władze – gdy tylko szczepionki przeciw COVID-19 stały się dostępne – rozpoczęły, od 27 grudnia 2020 r., wyszczerpienie ludności Polski. Na przełomie marca i kwietnia 2021 r. dostęp do

szczepień stał się powszechny. W konsekwencji pod koniec września 2021 r. zaszczepionych pełną dawką było ok. 50% Polaków, w tym ok. 62% osób dorosłych. W kolejnym okresie – od lipca 2021 r. do czerwca 2022 r. – odnotowano 70 tys. nadmiarowych zgonów, czyli o blisko połowę mniej niż od lipca 2020 r. do czerwca 2021 r. Podczas piątej fali epidemii nie zaobserwowano istotnego wzrostu liczby zgonów – poziom umieralności powrócił do długoterminowego trendu. Można domniemywać, że było to spowodowane nabyciem przez populację Polski odporności stadnej, co oznacza, że liczba osób odpornych na zakażenie wirusem SARS-CoV-2 (czyli tych, którzy zostali zaszczepieni przeciw COVID-19, i tych, którzy nabyli odporność w wyniku przechorowania) była na tyle duża, że choroba przestała się rozprzestrzeniać.

Warto w tym miejscu przytoczyć statystyki dotyczące innych krajów. Na przykład w Portugalii, Hiszpanii i Danii, gdzie odsetek zaszczepionych osób na koniec 2021 r. wynosił ok. 80% populacji (Mathieu i in., 2021), podczas czwartej i piątej fali pandemii odnotowano wyraźnie niższą niż w Polsce liczbę nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób (Murkowski, 2024).

Wykr. 1. Liczba nadmiarowych zgonów w Polsce



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2023).

W badaniu określono również strukturę nadmiarowych zgonów według płci i wieku zmarłych, z uwzględnieniem fali pandemii (tablica). W świetle otrzymanych wyników stwierdzono, że w analizowanym okresie częściej umierali mężczyźni niż kobiety – ok. 53% wszystkich nadmiarowych zgonów stanowiły zgony mężczyzn.

Zbliżone wyniki notowano w innych krajach, np. w Stanach Zjednoczonych: ok. 54% wszystkich zgonów z powodu COVID-19 stanowiły zgony mężczyzn, a ok. 46% – zgony kobiet (CDC, b.r.).

Z kolei analiza nadmiarowych zgonów według wieku prowadzi do wniosku, że wśród zmarłych dominowały osoby w wieku 60 lat i więcej (zgony tych osób stanowiły blisko 90% wszystkich nadmiarowych zgonów w Polsce). Badania przeprowadzone w innych krajach – np. w Stanach Zjednoczonych (stwierdzono, że zgony pacjentów w wieku 50 lat i więcej stanowiły 94% wszystkich zgonów z powodu COVID-19 – Pollard i in., 2020) i Anglii (Sinnathamby i in., 2020) – potwierdzają, że wiek był najistotniejszym predyktorem zgonu z powodu COVID-19. Nie należy zapominać, że wiele osób starszych cierpi na choroby przewlekłe (np. nadciśnienie, cukrzycę i schorzenia układu oddechowego), co sprawia, że są one bardziej narażone na rozwój skomplikowanej infekcji COVID-19, która częściej niż w przypadku młodszych grup wieku prowadzi do zgonu pacjenta.

Tablica. Struktura nadmiarowych zgonów w Polsce według wieku i płci

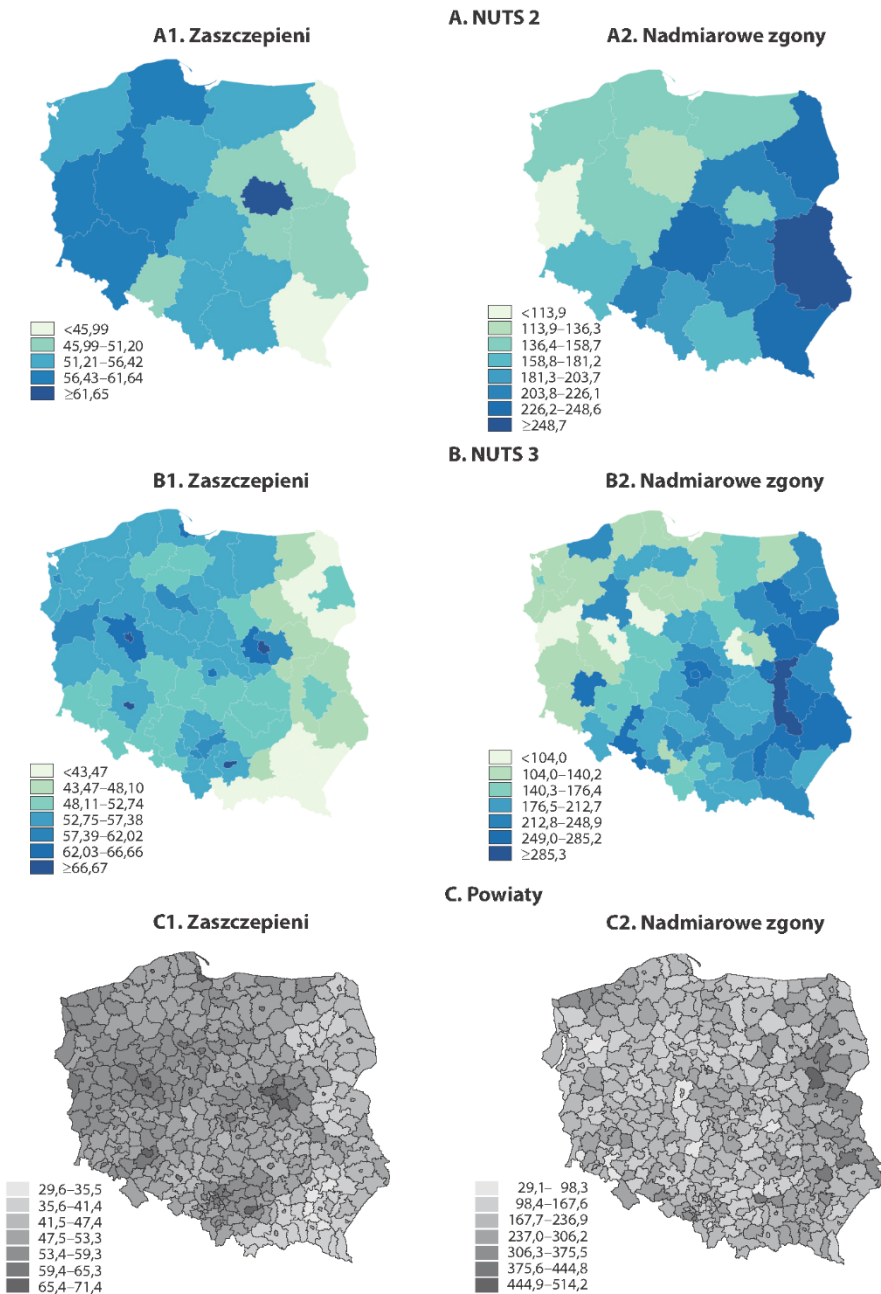
Wiek	Ogółem		Kobiety		Mężczyźni	
	w tys.	w %	w tys.	w %	w tys.	w %
Od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r.						
Razem	127,7	100,0	56,8	100,0	70,9	100,0
0–19 lat	–0,1	–0,1	–0,1	–0,2	0,0	0,0
20–39	1,3	1,0	0,4	0,7	0,8	1,2
40–59	11,5	9,0	3,2	5,6	8,3	11,7
60–79	62,0	48,6	23,5	41,4	38,5	54,3
80 lat i więcej	53,1	41,6	29,8	52,4	23,3	32,9
Od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r.						
Razem	69,9	100,0	36,1	100,0	33,8	100,0
0–19 lat	0,0	0,1	–0,1	–0,1	0,1	0,3
20–39	1,0	1,4	0,4	1,0	0,6	1,8
40–59	8,1	11,6	2,2	6,0	5,9	17,6
60–79	30,5	43,7	13,6	37,8	16,9	50,1
80 lat i więcej	30,2	43,3	20,0	55,4	10,2	30,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2023).

W badaniu ustalono również istotne statystycznie różnice w strukturze nadmiarowych zgonów według płci i wieku zmarłych w zależności od tego, czy nastąpiły one przed upowszechnieniem szczepień przeciw COVID-19, czy później. Porównano zgony według płci i wieku, które nastąpiły od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r. z tymi, które odnotowano od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. (w tym drugim okresie poziom wyszczepienia populacji Polski przeciw COVID-19 był już na tyle wysoki, aby istotnie oddziaływać na poziom nadumieralności). Generalnie osoby młode szczepiły się przeciw COVID-19 mniej chętnie niż osoby starsze, co mogło być spowodowane tym, że młodzi najczęściej przechodzą zakażenie koronawirusem łagodniej niż starsi. Znaczny odsetek zaszczepienia osób młodych nie pozostaje jednak bez wpływu na poziom nadumieralności, ponieważ zmniejsza ryzyko rozprzestrzeniania się choroby wśród wszystkich badanych.

Wyniki badania omawianego w artykule wskazują, że odsetek nadmiarowych zgonów osób poniżej 40. roku życia był w obu okresach niewielki – stanowił ok. 1% wszystkich nadmiarowych zgonów. Liczba nadmiarowych zgonów w grupie wieku 20–39 lat zmniejszyła się nieznacznie – z 1,3 tys. w okresie od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r. do 1,0 tys. od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. (w przypadku kobiet w ogóle się nie zmniejszyła). Choć w grupie wieku 40–59 lat liczba nadmiarowych zgonów obniżyła się o 30%, to ich udział w ogólnej liczbie zgonów w badanej populacji zwiększył się z 9% do prawie 12% (zmiana dotyczyła głównie mężczyzn – wzrost z 11,7% do 17,6%; w przypadku kobiet okazała się niewielka). W porównywanych okresach liczba zgonów w grupie wieku 60–79 lat zmniejszyła się najbardziej, a mianowicie o ponad połowę (w przypadku kobiet o 42%, a w przypadku mężczyzn o ponad 56%) i w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. stanowiła niespełna 44% liczby wszystkich nadmiarowych zgonów wobec blisko 49% w okresie od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r. (dla kobiet odnotowano spadek z 41,4% do 37,8%, a dla mężczyzn – z 54,3% do 50,1%). Można więc domniemywać, że w tej grupie wieku wpływ poziomu wyszczepienia przeciw COVID-19 na umieralność okazał się największy. Liczba zgonów osób w wieku 80 lat i więcej zmniejszyła się o 43% (w przypadku mężczyzn aż o 56%), choć odsetek zgonów w tej kategorii wieku utrzymał się na podobnym poziomie – stanowił 42–43% wszystkich odnotowanych zgonów zarówno od początku lipca 2020 r. do końca czerwca 2021 r., jak i od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r.

Mapa. Odsetek zaszczepionych przeciw COVID-19 pełną dawką (stan na 31.12.2021 r.) i liczba nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób odnotowanych od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie: A1 i B1 – Centrum e-Zdrowia (2021), A2, B2, C1 i C2 – GUS (2023).

Wyniki badania wskazują na silne zróżnicowanie terytorialne nie tylko poziomu nadmiernej umieralności, lecz także poziomu wyszczepienia przeciw COVID-19 na koniec 2021 r. Największy odsetek wyszczepionych odnotowano w dużych aglomeracjach miejskich (Warszawie, Poznaniu, Wrocławiu), gdzie na koniec 2021 r. wynosił ponad 65% mieszkańców. Zasadniczo odsetek zaszczepionych był wyższy w zachodniej i północnej części kraju, a niższy – w części wschodniej i południowo-wschodniej (mapy A1, B1 i C1). Najwięcej – aż 68,5% mieszkańców – zaszczepiło się do końca 2021 r. w podwarszawskiej gminie Podkowa Leśna. Dla porównania, w niektórych gminach wschodniej i południowo-wschodniej Polski odsetek zaszczepionych pełną dawką nie przekraczał 30% populacji. Najmniej osób zaszczepionych pełną dawką – ok. 21% mieszkańców – zarejestrowano na koniec 2021 r. w gminie Czarny Dunajec (woj. małopolskie). W woj. podkarpackim odsetek zaszczepionych pełną dawką na koniec 2021 r. nieznacznie przekraczał 40% i był najniższy wśród regionów. Dla porównania, w regionie stołecznym warszawskim zaszczepiło się w tym czasie ponad 66% mieszkańców (mapa A1).

Rezultaty oszacowania modelu wskazują również na przestrzenne zróżnicowanie liczby nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. (mapy A2, B2 i C2). Przykładowo, w woj. lubuskim zanotowano w tym czasie poniżej 1 tys. nadmiarowych zgonów, co przekłada się średnio na 921 zgonów na 100 tys. osób (najniższy wskaźnik, jeśli chodzi o regiony Polski). Na poziomie NUTS 3 najmniejszą liczbę nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób odnotowano w podregionach: gorzowskim (68), poznańskim (91), inowrocławskim (92) i warszawskim zachodnim (99). Na przeciwległym biegunie znalazła się wschodnia Polska. Na poziomie NUTS 2 wyniki były następujące: woj. lubelskie (średnio 271 nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób), woj. podkarpackie (248) i woj. podlaskie (236), a na poziomie NUTS 3 – region puławski (321 nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób). Powyżej 250 nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób stwierdzono również w podregionach: miasto Łódź (283), siedlecki (275), łomżyński (269), lubelski (265) i chełmsko-zamojski (264). Wszędzie poza Łodzią odsetek zaszczepionych mieszkańców na koniec 2021 r. wynosił ok. 50% lub mniej populacji podregionu.

W badaniu ustalono, że między odsetkiem osób zaszczepionych pełną dawką na dzień 31 grudnia 2021 r. a liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób w okresie od lipca 2021 r. do czerwca 2022 r. istniała dość silna ujemna korelacja na poziomie NUTS 2 – współczynnik korelacji liniowej Pearsona wyniósł $-0,68$ i był wyraźnie istotny statystycznie ($p = 0,0026$; wyk. 2A). Na poziomie NUTS 3 zależność ta była umiarkowana. Wartość współczynnika korelacji liniowej Pearsona wyniosła $-0,42$, ale była istotna statystycznie ($p = 0,0002$), co wskazuje, że zaobserwowana zależność nie ma charakteru przypadkowego (wykr. 2B).

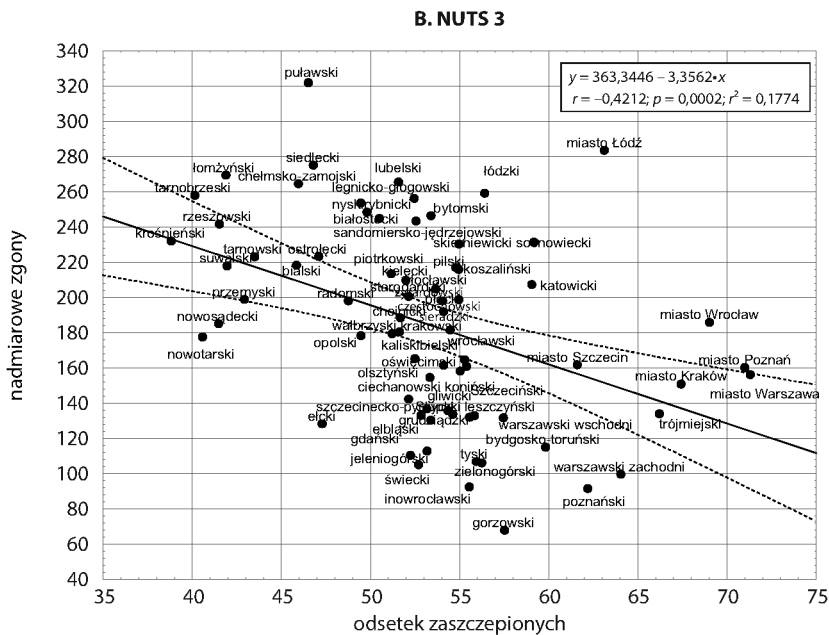
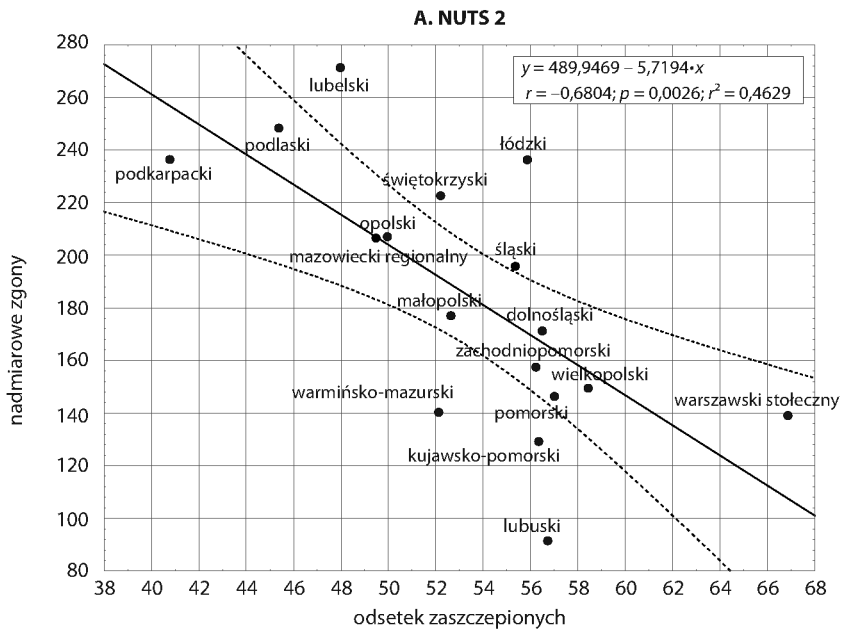
W analizowanym okresie na poziomie powiatów zachodziła słaba współzależność między odsetkiem osób zaszczepionych pełną dawką szczepionki przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób – wartość współczynnika korelacji liniowej Pearsona wyniosła $-0,3$ (wykr. 2C). Choć była ona bardzo wyraźnie istotna statystycznie ($p = 0,0000$), to jednak zaobserwowane różnice nadumieralności w powiatach tylko w niecałych 10% można było wyjaśnić zróżnicowaniem poziomu zaszczepienia ich mieszkańców.

Weryfikacja rozkładu reszt w modelu regresji liniowej między poziomem wyszczerpienia a liczbą nadmiarowych zgonów zarówno dla jednostek NUTS 2 i NUTS 3, jak i dla powiatów wskazuje na rozkład normalny, co na podstawie wartości p pozwala wnioskować o istotności współczynnika korelacji. Choć istnienie korelacji nie oznacza jeszcze przyczynowości, to należy wziąć pod uwagę, że laboratoryjne badania kliniczne nad szczepionkami przeciw COVID-19 wyraźnie wykazują ich wysoką skuteczność, w szczególności w ograniczaniu ostrego przebiegu choroby (Banerji i in., 2021).

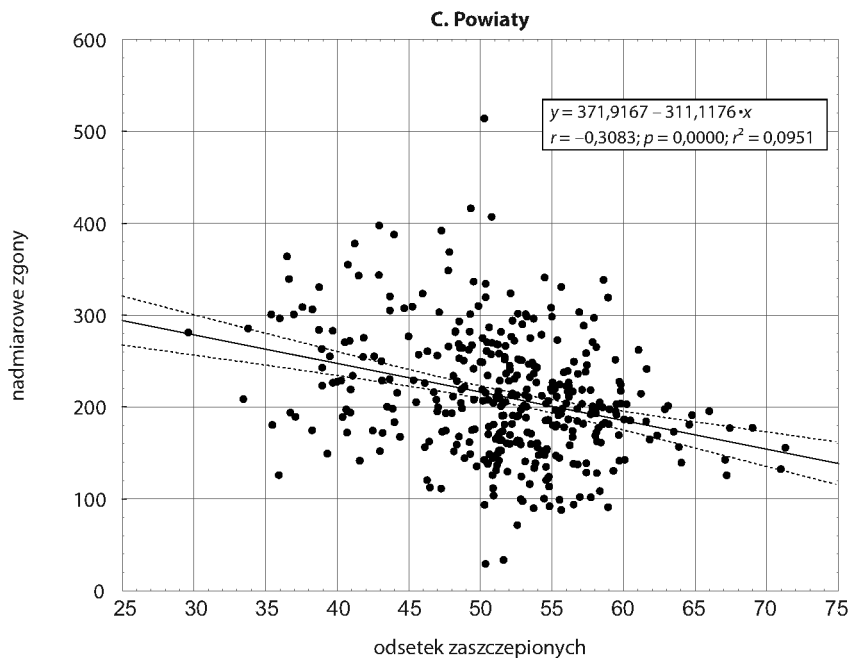
Zaobserwowana w badaniu istotna statystycznie korelacja między poziomem wyszczerpienia a nadumieralnością mogła być jednak pozorna i wynikać z tego, że regiony, które charakteryzują się wyższym poziomem wyszczerpienia przeciw COVID-19, często są lepiej rozwinięte gospodarczo od tych o niższym poziomie wyszczerpienia, mają sprawniejszy system ochrony zdrowia, a ich mieszkańcy wykazują większą świadomość prozdrowotną. Aby sprawdzić, czy taka zależność występuje, zestawiono odsetek osób zaszczepionych pełną dawką na dzień 31 grudnia 2021 r. z liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób odnotowaną przed upowszechnieniem szczepień. W tym przypadku współczynnik korelacji dla NUTS 2 wyniósł $-0,33$ i okazał się nieistotny statystycznie ($p = 0,11$), dla NUTS 3 – jeszcze mniej, bo $-0,17$ ($p = 0,1478$), a dla powiatów – $0,03$ ($p = 0,54$). Można zatem domniemywać, że właśnie wysoki poziom wyszczerpienia tłumaczy niższą umieralność w okresie po upowszechnieniu szczepień przeciwko COVID-19.

Badania regionalne prowadzone w innych krajach, np. w Stanach Zjednoczonych, potwierdzają wpływ szczepień na umieralność. Stwierdzono, że wyższe wskaźniki wyszczerpienia miały związek ze znacznym zmniejszeniem prawdopodobieństwa zakażenia koronawirusem, hospitalizacji i śmierci (Samson i in., 2021).

Wykr. 2. Zależność między poziomem wyszczeplenia przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r.



Wykr. 2. Zależność między poziomem wyszczerpienia przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. (dok.)



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2023) i Centrum e-Zdrowia (2021).

Badając rozkład reszt w modelu regresji liniowej między odsetkiem zaszczepionych przeciw COVID-19 a liczbą nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób dla NUTS 3, zauważono, że trzy podregiony: miasto Łódź, puławski i gorzowski wyraźnie odstają od pozostałych. W Łodzi, pomimo relatywnie wysokiego poziomu wyszczerpienia, zanotowano względnie wysoki poziom nadumieralności. W podregionie puławskim liczba nadmiarowych zgonów wyraźnie przekraczała średnią, przy dość niskim poziomie wyszczerpienia. Z kolei podregion gorzowski, mimo niezbyt wysokiego wskaźnika wyszczerpienia mieszkańców, charakteryzował się bardzo niską liczbą nadmiarowych zgonów. W przypadku Łodzi należy zauważyć, że jeszcze przed pandemią było to jedyne duże miasto w Polsce, którego mieszkańcy żyli średnio krócej niż ogół ludności województwa i kraju. Obserwowano tam znacznie wyższą od średniej ogólnopolskiej umieralność osób w wieku 30–60 lat, zwłaszcza mężczyzn (Szukalski, 2012). W 2019 r. w Łodzi odnotowano bardzo wysokie w porównaniu z innymi powiatami natężenie zgonów – ponad 14 zgonów na 1000 osób (gorzej wypadły tylko powiaty: hajnowski, bielski i wałbrzyski). A już wcześniej, w pierwszej dekadzie XXI w., woj. łódzkie

odznaczało się jedną z najwyższych umieralności z powodu chorób wątroby, układu trawiennego, zapalenia płuc oraz innych chorób układu oddechowego (Wojtyński i Goryński, 2008), co mogło przełożyć się na większą wrażliwość jej mieszkańców na ciężki przebieg COVID-19.

6. Podsumowanie

W omawianym badaniu ustalono, że między odsetkiem osób zaszczepionych przeciw COVID-19 na koniec 2021 r. a liczbą nadmiarowych zgonów w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r. zachodził istotny statystycznie (umiarkowanie silny) związek. Przeprowadzone analizy wskazują ponadto na również silne zróżnicowanie terytorialne zarówno poziomu nadmiernej umieralności w okresie od początku lipca 2021 r. do końca czerwca 2022 r., jak i poziomu wyszczepienia przeciw COVID-19 na koniec 2021 r.

Wyniki niniejszego badania mogą stanowić dowód na pozytywny wpływ szczepień na stopień nadumieralności podczas pandemii, zwłaszcza że dotyczą całej populacji, a nie jedynie badań przeprowadzanych w laboratorium. Należy przy tym podkreślić, że już sama świadomość społeczna skuteczności szczepień może zapobiec zagrożeniu w przyszłości lub je zmniejszyć. Ustalenie zaś, czy i w jakim stopniu szczepienia potencjalnie zmniejszyły liczbę infekcji, hospitalizacji, a przede wszystkim zgonów, może być pomocne w dalszych wysiłkach na rzecz poprawy wskaźników szczepień i łagodzenia skutków COVID-19.

Trzeba jednak pamiętać, że na wyniki analizy korelacji uzyskane w omawianym badaniu mogły wpływać takie czynniki, jak różnice jakości w opiece zdrowotnej w poszczególnych regionach czy gęstość zaludnienia (ze względu na rozprzestrzenianie się wirusa). Ponadto na poziom nadumieralności podczas pandemii COVID-19 mogły oddziaływać różnice społeczne i demograficzne (np. wiek i płeć). Wreszcie otrzymane szacunki dotyczące nadmiernej liczby zgonów mogą nie być następstwem COVID-19 – ani bezpośrednio, ani pośrednio. Być może pandemia zmieniła wzorce umieralności z powodu innych przyczyn (np. samobójstw, przedawkowania narkotyków, chorób serca), które mogły przyczynić się do zwiększonej liczby zgonów w niektórych regionach Polski. Kolejne badania uwzględniające zróżnicowanie regionalne w zakresie statystyk przyczyn zgonów mogą dostarczyć dodatkowych informacji na temat wzorców umieralności.

Bibliografia

- Banerji, A., Wickner, P. G., Saff, R., Stone, C. A., Robinson, L. B., Long, A. A., Wolfson, A. R., Williams, P., Khan, D. A., Phillips, E., Blumenthal, K. G. (2021). mRNA Vaccines to Prevent COVID-19 Disease and Reported Allergic Reactions: Current Evidence and Suggested Approach. *The Journal of Allergy and Clinical Immunology: in Practice*, 9(4), 1423–1437. <https://doi.org/10.1016/j.jaip.2020.12.047>.
- Beaney, T., Clarke, J. M., Jain, V., Golestaneh, A. K., Lyons, G., Salman, D., Majeed, A. (2020). Excess mortality: the gold standard in measuring the impact of COVID-19 worldwide?. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 113(9), 329–334. <https://doi.org/10.1177/0141076820956802>.
- Blangiardo, M., Cameletti, M., Pirani, M., Corsetti, G., Battaglini, M., Baio, G. (2020). Estimating weekly excess mortality at sub-national level in Italy during the COVID-19 pandemic. *PLoS ONE*, 15(10), 1–15. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240286>.
- Brisse, M., Vrba, S. M., Kirk, N., Liang, Y., Ly, H. (2020). Emerging Concepts and Technologies in Vaccine Development. *Frontiers in Immunology*, 11, 1–22. <https://doi.org/10.3389/fimmu.2020.583077>.
- Centers for Disease Control and Prevention. (b.r.). CDC COVID Data Tracker: Demographic Trends of COVID-19 cases and deaths in the US reported to CDC. Pobrane 16 września 2020 r. z <https://covid.cdc.gov/covid-data-tracker/#demographics>.
- Centrum e-Zdrowia. (2021). *Odsetek osób zaszczepionych przeciwko COVID19 w gminach* [zbiór danych]. <https://dane.gov.pl/pl/dataset/2476,odsetek-osob-zaszczepionych-przeciwko-covid19-w-gm>.
- Cierniak-Piotrowska, M., Marciniak, G., Stańczak, J. (2015). Statystyka zgonów i umieralności z powodu chorób układu krążenia. W: Z. Strzelecki, J. Szymborski (red.), *Zachorowalność i umieralność na choroby układu krążenia a sytuacja demograficzna Polski* (s. 1–28). Rządowa Rada Ludnościowa, Główny Urząd Statystyczny. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/statystyka-zgonow-i-umieralnosci-z-powodu-chorob-ukladu-krzenia,22,1.html>.
- Czerwiński, A. (2021). *Nadmierna śmiertelność w Polsce w 2020 r.* (PIE Working Paper nr 1). https://pie.net.pl/wp-content/uploads/2018/07/PIE-WP_1-2021.pdf.
- Docherty, K. F., Butt, J. H., de Boer, R. A., Dewan, P., Køber, L., Maggioni, A. P., McMurray, J. J. V., Solomon, S. D., Jhund, P. S. (2020). *Excess deaths during the COVID-19 pandemic: An international comparison*. MedRxiv. <https://doi.org/10.1101/2020.04.21.20073114>.
- Eurostat. (2020). *Europop2019 – Population projections at national level (2019–2100)* [zbiór danych]. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>.
- Eurostat. (2022). *Glossary: Excess mortality*. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Excess_mortality.
- Farrington, C. P., Andrews, N. J., Beale, A. D., Catchpole, M. A. (1996). A Statistical Algorithm for the Early Detection of Outbreaks of Infectious Disease. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, 159(3), 547–563. <https://doi.org/10.2307/2983331>.
- Fihel, A., Muszyńska-Spielauer, M. M. (2021). Using multiple cause of death information to eliminate garbage codes. *Demographic Research*, 45, 345–360. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.45.11>.

- Główny Urząd Statystyczny. (2022). *Umieralność w 2021 roku. Zgony według przyczyn – dane wstępne*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/statystyka-przyczyn-zgonow/umieralnosc-w-2021-roku-zgony-wedlug-przyczyn-dane-wstepne,10,3.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2023). *Zgony według tygodni oraz wieku, płci zmarłych i 73 podregionów 2020–2024 [zbiór danych]*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/zgony-wedlug-tygodni-oraz-wieku-plci-zmarlych-i-73-podregionow-w-2024-roku,39,25.html>.
- Karlinsky, A., Kobak, D. (2021). *Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset*. eLife. <https://doi.org/10.7554/eLife.69336>.
- Kontis, V., Bennett, J. E., Rashid, T., Parks, R. M., Pearson-Stuttard, J., Guillot, M., Asaria, P., Zhou, B., Battaglini, M., Corsetti, G., McKee, M., Di Cesare, M., Mathers, C. D., Ezzati, M. (2020). Magnitude, demographics and dynamics of the effect of the first wave of the COVID-19 pandemic on all-cause mortality in 21 industrialized countries. *Nature Medicine*, 26, 1919–1928. <https://doi.org/10.1038/s41591-020-1112-0>.
- Kucharski, A. (2020). *Prawa epidemii. Co wspólnego mają wirusy, idee i fake newsy. Skąd się epidemie biorą i czemu wygasają?*. Wydawnictwo Relacja.
- Kuropka, I. (red.). (2021). *Pandemia i jej skutki zdrowotne i demograficzne*. Komitet Nauk Demograficznych PAN. <https://doi.org/10.24425/140474>.
- Leon, D. A., Shkolnikov, V. M., Smeeth, L., Magnus, P., Pechholdová, M., Jarvis, C. I. (2020). COVID-19: a need for real-time monitoring of weekly excess deaths. *The Lancet*, 395(10234), 81. [https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736\(20\)30933-8/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/lancet/article/PIIS0140-6736(20)30933-8/fulltext).
- Mathieu, E., Ritchie, H., Ortiz-Ospina, E., Roser, M., Hasell, J., Appel, C., Giattino, C., Rodés-Guirao, L. (2021). A global database of COVID-19 vaccinations. *Nature Human Behaviour*, 5(7), 947–953. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01122-8>.
- Murkowski, R. (2021). Nadmierna umieralność w Polsce podczas pandemii COVID-19 w 2020 roku. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 66(7), 7–23. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0015.0351>.
- Murkowski, R. (2024). Impact of the COVID-19 epidemic on the ageing of the European population. *Humanities and Social Sciences. Research Journal*, 31(3), 91–106. <https://doi.org/10.7862/rz.2024.hss.33>.
- Németh, L., Jdanov, D. A., Shkolnikov, V. M. (2021). An open-sourced, web-based application to analyze weekly excess mortality based on the Short-term Mortality Fluctuations data series. *PLoS ONE*, 16(2), 1–10. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0246663>.
- Noufaily, A., Enki, D. G., Farrington, P., Garthwaite, P., Andrews, N., Charlett, A. (2013). An Improved Algorithm for Outbreak Detection in Multiple Surveillance Systems. *Statistics in Medicine*, 32(7), 1206–1222. <https://doi.org/10.1002/sim.5595>.
- Nunes, B., Viboud, C., Machado, A., Ringholz, C., Rebelo-de-Andrade, H., Nogueira, P., Miller, M. (2011). Excess Mortality Associated with Influenza Epidemics in Portugal, 1980 to 2004. *PLoS ONE*, 6(6), 1–10. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0020661>.
- Pollard, C. A., Morran, M. P., Nestor-Kalinoski, A. L. (2020). The COVID-19 pandemic: a global health crisis. *Physiol Genomics*, 52(11), 549–557. <https://doi.org/10.1152/physiolgenomics.00089.2020>.

- Samson, L. W., Tarazi, W., Orav, E. J., Sheingold, S., De Lew, N., Sommers, B. D. (2021). *Associations Between County-level Vaccination Rates and COVID-19 Outcomes Among Medicare Beneficiaries*. Assistant Secretary for Planning and Evaluation. <https://aspe.hhs.gov/sites/default/files/documents/28ac37547b3a41855dce8d2d1cbf3c04/aspe-covid-medicare-vaccine-analysis.pdf>.
- Scortichini, M., dos Santos, R. S., De' Donato, F., De Sario, M., Michelozzi, P., Davoli, M., Masselot, P., Sera, F., Gasparrini, A. (2020). Excess mortality during the COVID-19 outbreak in Italy: a two-stage interrupted time-series analysis. *International Journal of Epidemiology*, 49(6), 1909–1917. <https://doi.org/10.1093/ije/dyaa169>.
- Simonsen, L., Reichert, T. A., Viboud, C., Blackwelder, W. C., Taylor, R. J., Miller, M. A. (2005). Impact of Influenza Vaccination on Seasonal Mortality in the US Elderly Population. *Archives of Internal Medicine*, 165(3), 265–272. <https://doi.org/10.1001/archinte.165.3.265>.
- Sinnathamby, M. A., Whitaker, H., Coughlan, L., Lopez Bernal, J., Ramsay, M., Andrews, N. (2020). All-cause excess mortality observed by age group and regions in the first wave of the COVID-19 pandemic in England. *Euro Surveill*, 25(28), 1–6. <https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.28.2001239>.
- Szukalski, P. (2012). *Sytuacja demograficzna Łodzi. Zapaść demograficzna miasta i jej skutki dla przyszłości Łodzi*. Wydawnictwo Biblioteka.
- Vestergaard, L. S., Nielsen, J., Richter, L., Schmid, D., Bustos, N., Braeye, T., Denissov, G., Veideman, T., Luomala, O., Möttönen, T., Fouillet, A., Caserio-Schönemann, C., an der Heiden, M., Uphoff, H., Lytras, T., Gkolfinopoulou, K., Paldy, A., Domegan, L., O'Donnell, J., De' Donato, F., ... (2020). Excess all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Europe – preliminary pooled estimates from the EuroMOMO network. *Eurosurveillance*, 25(26), 1–6. <https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.26.2001214>.
- Wojtyniak, B., Goryński, P. (red.). (2008). *Sytuacja zdrowotna ludności Polski*. Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego – Państwowy Zakład Higieny.
- Wojtyniak, B., Rabczenko, D., Juszczak, G. (2021). *Analiza ryzyka zgonu z powodu ogółu przyczyn oraz z powodu COVID-19 osób zaszczepionych i niezaszczepionych przeciw COVID-19*. Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego PZH – Państwowy Instytut Badawczy. <https://www.pzh.gov.pl/raport-analiza-ryzyka-zgonu-z-powodu-ogolu-przyczyn-oraz-z-powodu-covid-19-osob-zaszczepionych-i-niezaszczepionych/>. <https://doi.org/10.32394/niph.001>.
- Wojtyniak, B., Rabczenko, D., Juszczak, G. (2022). *Analiza ryzyka zgonu z powodu ogółu przyczyn oraz z powodu COVID-19 osób zaszczepionych i niezaszczepionych przeciw COVID-19*. Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego PZH – Państwowy Instytut Badawczy. <https://www.pzh.gov.pl/raport-analiza-ryzyka-zgonu-z-powodu-ogolu-przyczyn-oraz-z-powodu-covid-19-osob-zaszczepionych-i-niezaszczepionych/>.
- World Health Organization. (2020). *International guidelines for certification and classification (coding) of COVID-19 as cause of death*. https://cdn.who.int/media/docs/default-source/classification/icd/covid-19/guidelines-cause-of-death-covid-19-20200420-en.pdf?sfvrsn=35fdd864_2&download=true.
- Zhang, C., Maruggi, G., Shan, H., Li, J. (2019). Advances in mRNA Vaccines for Infectious Diseases. *Frontiers in Immunology*, 10, 1–13. <https://doi.org/10.3389/fimmu.2019.00594>.

Oddziaływanie ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy

Jacek Kulawik^a

Streszczenie. Międzynarodowy handel rolno-żywnościowy jest prowadzony w ramach odpowiednio skonfigurowanych łańcuchów żywnościowych. Procesy te są narażone na różnego rodzaju ryzyko, które podlega propagacji. W warunkach podwyższonego ryzyka katastroficznego i systemowego łańcuchy – a w ślad za nimi całe systemy żywnościowe – mogą ulegać częściowej lub całkowitej destrukcji. Stwarza to poważne zagrożenie dla bezpieczeństwa żywnościowego i stabilności społeczno-politycznej na świecie. W ostatnich latach do takiego ciągu negatywnych zależności doprowadziły pandemia COVID-19 i wojna w Ukrainie. Celem artykułu jest omówienie kanałów i mechanizmów wpływu różnych rodzajów ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy. Artykuł powstał na podstawie systematycznego przeglądu literatury przedmiotu i analizy ilościowej syntetycznych danych sprawozdawczych dotyczących światowego handlu rolno-żywnościowego w ujęciu nominalnym i realnym, a także w postaci wskaźników struktury.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że po pierwsze, problem ryzyka coraz wyraźniej ewoluuje w kierunku holistycznego modelowania rezylencji oraz powiązania jej z zagadnieniami dotyczącymi zrównowżenia i efektywności (produktywności) sektorów żywnościowych. Wynika z tego, że podmioty ze sfery handlu zagranicznego powinny dostosowywać się do tej tendencji, m.in. przez zmiany instrumentów i systemów zarządzania ryzykiem. Po drugie, wprowadzenie przez wiele krajów restrykcji w eksporcie produktów rolno-żywnościowych w krótkim czasie zdestabilizowało handel tymi produktami, a w długim okresie okazało się również per saldo niekorzystne dla tych krajów.

Słowa kluczowe: COVID-19, międzynarodowy handel rolno-żywnościowy, restrykcje eksportowe, ryzyko w łańcuchach i systemach żywnościowych, wojna w Ukrainie

JEL: B27, D81, F13, F51, H10, Q17

Impact of risks in food chains and systems on international agri-food trade

Summary. The international agri-food trade is conducted within specifically configured food chains. These processes are exposed to various risks subject to propagation. As catastrophic and systemic risks increase, food chains, and consequently whole food systems, may be partially or completely destroyed. This poses serious threats to food security and socio-political stability. In the recent years, the COVID-19 pandemic and the war in Ukraine have led to such a pattern of negative correlations. The aim of the article is to present the channels and

^a Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska / Institute of Agricultural and Food Economics – National Research Institute, Poland.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8731-1765>. E-mail: jacek.kulawik@ierigz.waw.pl.

mechanisms through which risks in food chains and systems affect international agri-food trade. The article is based on a thorough literature review and a quantitative analysis of synthetic data concerning global agri-food trade in nominal and real terms, as well as in the form of structural indicators.

The analysis shows that, firstly, the issue of risk is clearly evolving towards holistic resilience modelling and linking it with issues of food sector sustainability and efficiency (productivity). In conclusion, entities operating within foreign trade should adapt to this trend by changing their instruments and systems of risk management. Secondly, the restrictions imposed in many countries on agri-food exports destabilized trade in these products in the short term, and in the long term, proved to be disadvantageous for the countries implementing it.

Keywords: COVID-19, international agri-food trade, export restrictions, risks in food chains and systems, war in Ukraine

1. Wprowadzenie

Międzynarodowy handel rolno-żywnościowy jest prowadzony w ramach łańcuchów i systemów żywnościowych narażonych na różne rodzaje ryzyka. W ostatnich latach największy wpływ wywarły na niego pandemia COVID-19 i wojna w Ukrainie. Część krajów wprowadziła wówczas restrykcje w eksporcie produktów rolno-żywnościowych do Rosji i jej sojuszników, takich jak Chiny. Odpowiedzią były obostrzenia w eksporcie nawozów mineralnych. W konsekwencji pojawiło się realne zagrożenie dla ciągłości dostaw żywności i bezpieczeństwa żywnościowego. Nie należy również zapominać, że łańcuchy i systemy żywnościowe są stale narażone także na inne rodzaje ryzyka o różnym pochodzeniu i intensywności, takie jak zmiany klimatu i związane z nimi ekstremalne zjawiska pogodowe (nie są one jednak przedmiotem niniejszej pracy).

Celem artykułu jest omówienie kanałów i mechanizmów wpływu różnych rodzajów ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy. Autor stawia następującą tezę: każde ogniwo łańcucha żywnościowego i każdy podsystem w ramach systemu żywnościowego (a więc np. podmioty zajmujące się międzynarodowym handlem rolno-żywnościowym) są narażone na wspólny zbiór różnych rodzajów ryzyka egzogenicznego, jednak różnie je priorytetyzują, a przy tym generują specyficzne ryzyko endogeniczne.

Artykuł został przygotowany na podstawie systematycznego przeglądu literatury zgodnego ze standardem *snowballing* (Polman i in., 2023). Na podstawie kilkuletnich doświadczeń zdobytych w trakcie zajmowania się różnymi rodzajami ryzyka dotyczącego łańcuchów i sektorów żywnościowych autor dobrał źródła literaturowe, które są reprezentatywne dla omawianych zagadnień. Praca ma tym samym głównie charakter interdyscyplinarnej analizy jakościowej. Uzupełniono ją analizą ilościową syntetycznych danych sprawozdawczych na temat światowego handlu rolno-żywnościowego w ujęciu nominalnym, realnym, a także w postaci wskaźników struktury.

2. Rodzaje ryzyka w łańcuchach żywnościowych

Pierwszą kompleksową klasyfikację typów ryzyka w łańcuchach żywnościowych wraz ze sposobami ich redukcji przedstawili Diabat i in. (2012). Z kolei Durach i in. (2017) skoncentrowali się na strukturalnych i teoriopoznawczych aspektach systematycznego przeglądu literatury na temat omawianego ryzyka i w tym kontekście jest to cenna praca. W 2020 r. został opublikowany ważny artykuł Zhao i in. (2020). Siedmioosobowy zespół badaczy zajął się w pierwszej kolejności określeniem typów i źródeł ryzyka w łańcuchach żywnościowych. Przedstawiono je w zestawieniu 1.

Zestawienie 1. Przegląd typów i źródeł ryzyka w łańcuchach żywnościowych

Typy ryzyka	Źródła ryzyka
W zakresie podaży (dotyczy głównie rolnictwa)	<ul style="list-style-type: none"> • bankructwo dostawców • zmienność kosztów nawożenia w rolnictwie • opóźnienia w zabezpieczaniu pomocy finansowej • złe planowanie • niepewność plonów ziemiopłodów • problemy rolników z utrzymaniem jakości produktów • zmienność podaży surowców rolnych
W zakresie popytu	<ul style="list-style-type: none"> • niewystarczające informacje od klientów • zmienność popytu konsumpcyjnego • zmienność cen rynkowych • zmiany regulacji dotyczących bezpiecznej żywności
Biologiczne i środowiskowe (dotyczą głównie rolnictwa)	<ul style="list-style-type: none"> • ataki szkodników i choroby • zakażenia sanitarno-epidemiologiczne • zakażenia żywności • zakażenia w procesach produkcyjnych
Polityczne i makroekonomiczne	<ul style="list-style-type: none"> • niestabilność polityczna, wojny, niepokoje społeczne lub inne kryzysy społeczno-polityczne • przerwy w handlu spowodowane sporami z innymi krajami • nacjonalizacja / konfiskata aktywów • zmiany w regulacjach prawno administracyjnych
Pogodowe	<ul style="list-style-type: none"> • okresowe niedobory / nadmiary opadów deszczu • ekstremalne susze • powódzie • huragany • ataki mrozu • gradobicia
Logistyczne i infrastrukturalne	<ul style="list-style-type: none"> • zły stan infrastruktury i sfery usług • zmienność cen paliw • problemy transportowe • złe funkcjonowanie podmiotów logistyki • brak efektywnego systemu integracji • spory dotyczące zatrudnienia

Zestawienie 1. Przegląd typów i źródeł ryzyka w łańcuchach żywnościowych (dok.)

Typy ryzyka	Źródła ryzyka
Polityczno-regulacyjne	<ul style="list-style-type: none"> • przepisy dotyczące zdrowia i dobrostanu zwierząt • restrykcje dotyczące usuwania odpadów • problemy instytucjonalne związane z wdrażaniem przepisów prawa
Finansowe	<ul style="list-style-type: none"> • ryzyko polityczne w dziedzinie handlu, rynków, ziemi i podatków • niewystarczające wsparcie finansowe • zatory płatnicze i utrata należności • zmiany kursów walutowych • niewystarczająca podaż kredytów
W zakresie zarządzania i operacji	<ul style="list-style-type: none"> • nieefektywna alokacja aktywów • zła jakość materiału siewnego • błędy w stosowaniu nakładów (np. nawozów) • awarie techniczne w rolnictwie i przetwórstwie • problemy z bilansowaniem gotówki i zatrudnienia • błędy w planowaniu i prognozowaniu

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Zhao i in. (2020).

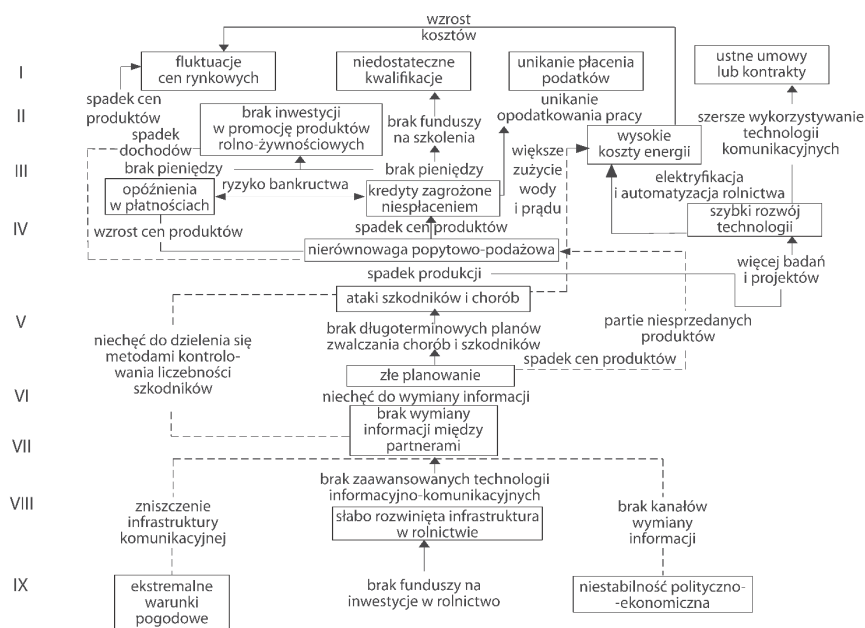
Zhao i jego współpracownicy wyróżnili 16 rodzajów ryzyka elementarnego (w nawiasach podano ich symbole):

- opóźnienia w płatnościach (E1);
- kredyty zagrożone niedotrzymaniem terminu spłaty (E2);
- niedostateczne kwalifikacje (E3);
- fluktuacje cen rynkowych (E4);
- unikanie płacenia podatków (E5);
- ryzyko powodowane przez ataki szkodników i choroby (E6);
- brak inwestycji w promowanie produktów rolno-żywnościowych (E7);
- wysokie koszty energii (E8);
- błędy w planowaniu (E9);
- nierównowaga popytowo-podażowa (E10);
- ustne umowy lub kontrakty (E11);
- zły stan infrastruktury w rolnictwie (E12);
- brak wymiany informacji między stronami transakcji (E13);
- ekstremalne zjawiska pogodowe (E14);
- niestabilność polityczno-gospodarcza (E15);
- szybki rozwój technologii (E16).

Każde tego rodzaju ryzyko przyporządkowano dziewięciu poziomom, przy czym poziom dziewiąty oznaczał ryzyko związane z najbardziej niebezpiecznymi situa-

cjami. Jak wynika ze schematu 1, na poziomie dziewiątym znajdowały się ekstremalne zjawiska pogodowe (E14) i niestabilność polityczno-gospodarcza (E15). Na schemacie przedstawiono także relacje zachodzące między wszystkimi rodzajami ryzyka elementarnego. Jest ich wiele, a ich powiązania obrazują, jak złożonym procesem jest w praktyce zarządzanie ryzykiem w łańcuchach żywnościowych.

Schemat 1. Relacje między różnymi rodzajami ryzyka elementarnego w łańcuchach żywnościowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Zhao i in. (2020).

3. Rezyliencja systemów żywnościowych

Kompleksowe ujęcie wymienionych w poprzednim rozdziale rodzajów ryzyka w kontekście rezyliencji przedstawiono w zestawieniu 2. Ogólnie rzecz biorąc, rezyliencja to zdolność dowolnego systemu do skutecznego radzenia sobie z szokami, zagrożeniami (ryzykiem) i innego typu wyzwaniem przez ich absorbowanie, dostosowywanie się do nich oraz przekształcanie ich w nowe, bardziej odporne i efektywne stany i funkcje.

Zestawienie 2. Typy ryzyka w łańcuchach żywnościowych w kontekście ich rezylencji

Źródło ryzyka	Przykłady	Skutki	Zasięg	Dotkliwość	Czas oddziaływania
Zdarzenia ekstremalne	<ul style="list-style-type: none"> • susze • osuwiska ziemi • trzęsienia ziemi • fale pływowe 	<ul style="list-style-type: none"> • konsumpcja: wzrost cen lub wyczerpanie zapasów 	<ul style="list-style-type: none"> • lokalny i regionalny 	<ul style="list-style-type: none"> • od niskiej do średniej 	<ul style="list-style-type: none"> • krótki i średni
Choroby roślin i zwierząt	<ul style="list-style-type: none"> • pryszczycza • ASF 	<ul style="list-style-type: none"> • konsumpcja: ograniczone wpływy • produkcja: straty produkcji, uboje zwierząt, bariery handlowe 	<ul style="list-style-type: none"> • lokalny i regionalny 	<ul style="list-style-type: none"> • od niskiej do średniej 	<ul style="list-style-type: none"> • krótki i średni
Zagrożenia dla bezpieczeństwa żywnościowego	<ul style="list-style-type: none"> • BSE • botulizm (Nowa Zelandia, 2017) • melamina wykryta w proszku mlecznym (Chiny, 2008) 	<ul style="list-style-type: none"> • konsumpcja: obniżona jakość, wyczerpanie zapasów • produkcja: problemy z nakładami, straty w produkcji i dystrybucji 	<ul style="list-style-type: none"> • lokalny i regionalny 	<ul style="list-style-type: none"> • od niskiej do średniej 	<ul style="list-style-type: none"> • krótki i średni
Systemy społeczno-ekonomiczne	<ul style="list-style-type: none"> • pandemie • konflikty wewnętrzne i regionalne • polityka wpływająca na dystrybucję żywności • zaburzenia dotyczące nakładów (wzrost cen paliw, nawozów itd.) i rynku pracy (strajki, kwarantanny) 	<ul style="list-style-type: none"> • konsumpcja: wyczerpanie zapasów, wzrost cen produktów, problemy z zaopatrzeniem w środki produkcji, zmienność zbiorów i produkcji żywności 	<ul style="list-style-type: none"> • od lokalnego do globalnego 	<ul style="list-style-type: none"> • od niskiej do wysokiej 	<ul style="list-style-type: none"> • od krótkiego do długiego
Restrykcje handlowe	<ul style="list-style-type: none"> • sankcje ekonomiczne • wojny handlowe, restrykcje handlowe 	<ul style="list-style-type: none"> • konsumpcja: wyczerpanie zapasów, wzrost cen produktów, problemy z zaopatrzeniem w środki produkcji i w sferze dystrybucji produktów żywnościowych 	<ul style="list-style-type: none"> • regionalny lub dwustronny 	<ul style="list-style-type: none"> • od niskiej do wysokiej 	<ul style="list-style-type: none"> • od średniego do długiego

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2023).

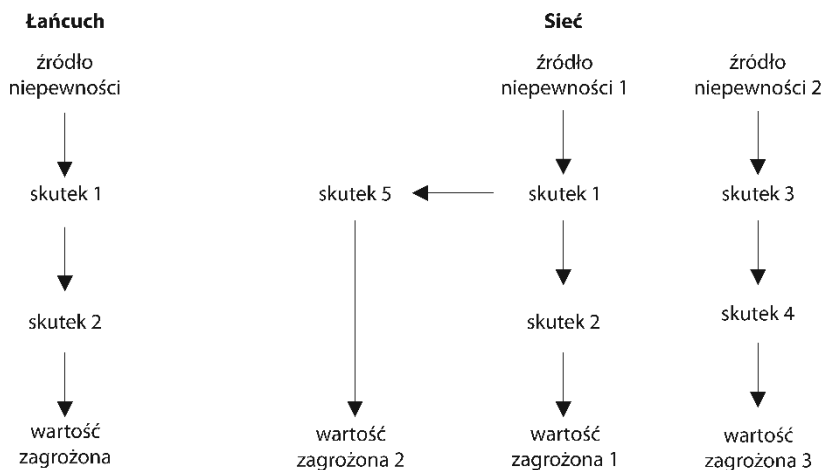
Typologia ryzyka w łańcuchach żywnościowych to problem słabo rozpoznany w literaturze przedmiotu. Być może implicite zakłada się, że typologię ryzyka z poziomu łańcucha żywnościowego można przenieść na cały system żywnościowy. Należy jednak być w tym zakresie ostrożnym. W publikacji OECD (2023) zwraca się uwagę na następujące kwestie:

1. W przypadku różnego rodzaju szoków współcześni konsumenci mają duże możliwości zastępowania drogich i trudno dostępnych produktów tańszymi, aktualnie dostępnymi zamiennikami.

2. Część firm działających w systemie żywnościowym traktuje rezyliencję jako źródło przewagi konkurencyjnej. Te, które nie wykształciły tej cechy na odpowiednim poziomie albo popełniły błędy strategiczne lub operacyjne, są rugowane z rynku. W konsekwencji okresowe niedobory pewnych produktów z czasem znikają, a nowe wyroby mogą się okazać relatywnie tańsze w stosunku do dotychczasowych.
3. Okresowe zwwyżki cen artykułów rolno-żywnościowych mogą z jednej strony zagrażać bezpieczeństwu żywnościowemu uboższych konsumentów, ale z drugiej – stymulować wzrost podaży tych towarów.
4. Odporność łańcucha żywnościowego nie implikuje wprost wyższej rezyliencji systemu żywnościowego, w którym on funkcjonuje, i odwrotnie – wyższa rezyliencja systemu, w którym funkcjonuje łańcuch żywnościowy, nie implikuje jego odporności.

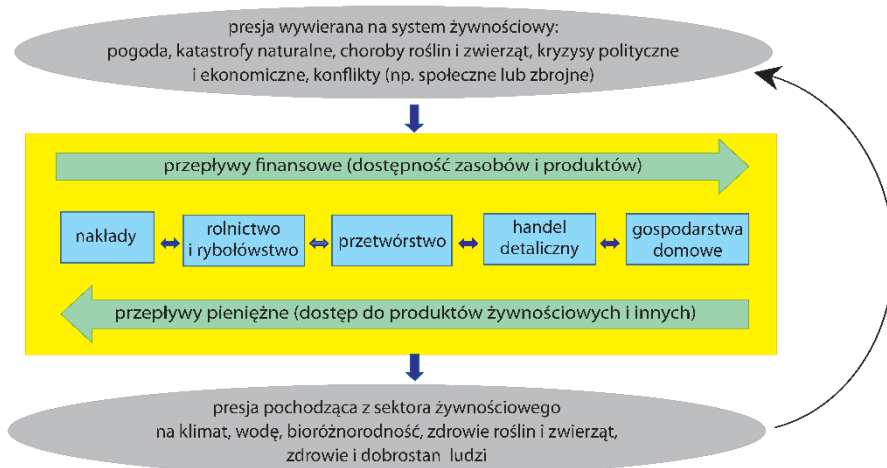
Próbą częściowego obejścia wyjaśnionej powyżej celowości oddzielnego rozpatrywania ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych jest traktowanie tych drugich jako sieci łańcuchów. Zazwyczaj stosuje się tu sieci bayesowskie, czyli acykliczne grafy (Fenton i Neil, 2012). Mówiąc ogólnie, skonstruowanie sieci bayesowskiej polega na: stworzeniu zbioru zmiennych, wyznaczeniu zależności między nimi, określeniu prawdopodobieństw warunkowych *a priori*, wprowadzeniu danych, ich aktualizacji i wyznaczeniu prawdopodobieństw warunkowych *a posteriori*. Sieci bayesowskie w badaniach ryzyka i niepewności zaczęto stosować w latach 80. XX w. Wynikało to z ich walorów w: graficznej reprezentacji nawet złożonych relacji, intuicyjności rozumowania probabilistycznego, względnej łatwości określenia prawdopodobieństw warunkowych, dostępności programów komputerowych i umiejętności radzenia sobie z małą ilością danych empirycznych, np. w przypadku ograniczonego dostępu do danych. Poza tym programy komputerowe mogą mieć niewystarczające możliwości obiektywnego określania rozkładu zmiennych, kiedy trzeba je przekształcić z postaci ciągłej w dyskretną. Acykliczność samego grafu wyklucza natomiast badanie sprzężeń zwrotnych w sieci. Należy dodać, że podejście sieciowe częściej stosuje się jednak w modelowaniu propagacji ryzyka, a szczególnie ryzyka destrukcji łańcuchów i systemów.

Istotę powiązania i współzależności różnych rodzajów ryzyka w sieci na tle sekwencyjnego układu ryzyka pokazano na schemacie 2. W praktyce stanowi on punkt wyjścia do konstruowania tzw. map kognitywnych ryzyka, które okazują się bardzo pomocne w stosowaniu zaawansowanych podejść ilościowych określanymi jako *programowanie ryzyka* (ang. *risk programming*).

Schemat 2. Ujęcie ryzyka jako łańcucha i sieci

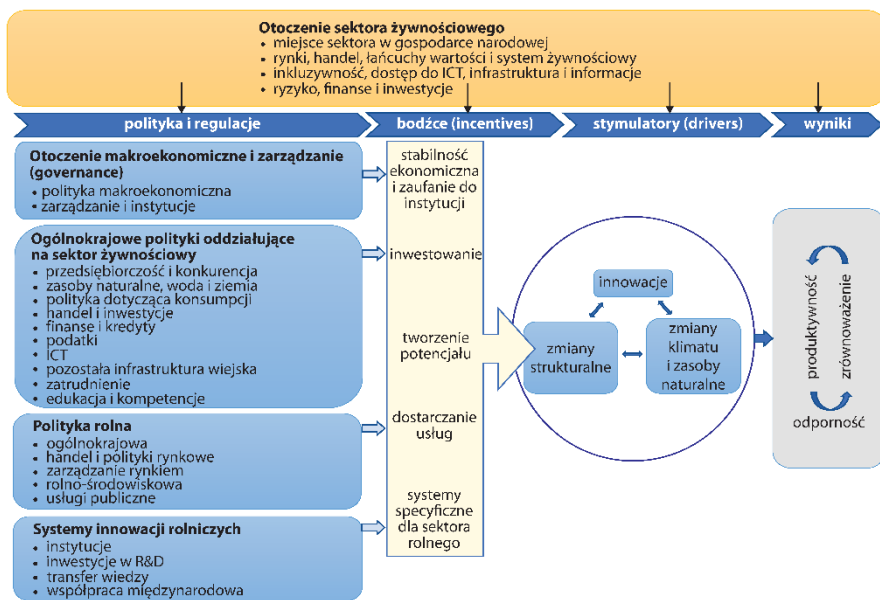
Źródło: opracowanie własne na podstawie: van Winsen i in. (2013).

Byłoby wskazane, aby badacze stosujący techniki programowania matematycznego oraz łączący je z innymi ilościowymi metodami modelowania ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych odwoływali się do narzędzi jakościowych (np. kognitywnych map ryzyka) oraz koncepcji holistycznej zorientowanej na umacnianie rezyliencji tych łańcuchów i systemów, którą to koncepcję od kilkunastu lat konsekwentnie rozwija OECD. Istotę rezyliencji przedstawiono na schematach 3 i 4.

Schemat 3. Holistyczna koncepcja rezyliencji systemu żywnościowego

Źródło: opracowanie własne na podstawie: OECD (2023).

Schemat 4. Ogólne ramy projektowania i ewaluacji polityki zorientowanej na produktywność, zrównoważenie (trwałość) i odporność systemu żywnościowego



Źródło: opracowanie własne na podstawie: OECD (2020).

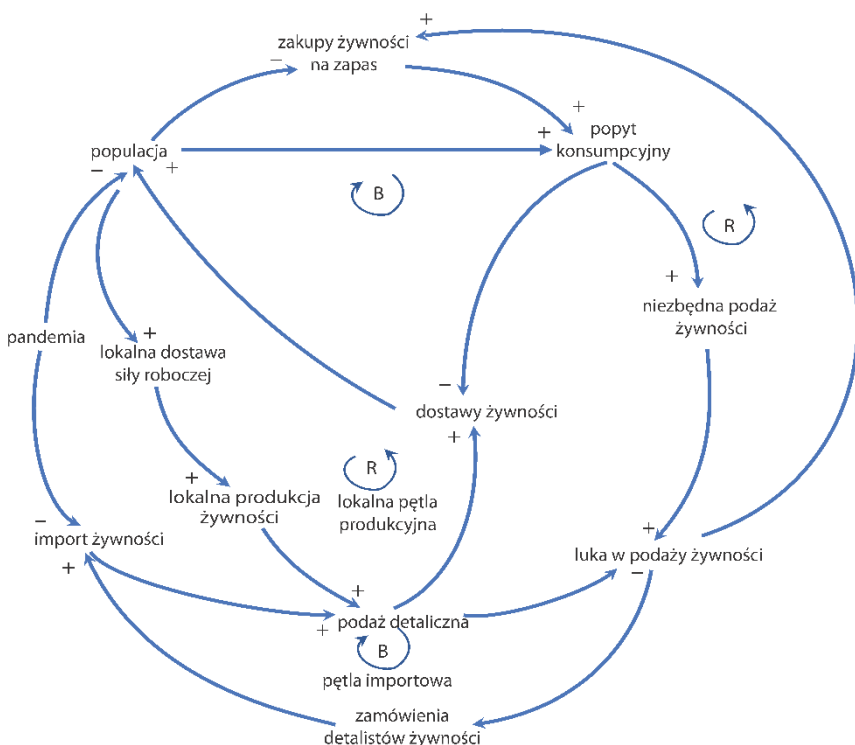
4. Wpływ pandemii COVID-19 na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy

Pojawienie się choroby COVID-19, która gwałtownie rozprzestrzeniła się na świecie, stanowi ważną cezurę w historii najnowszej. W czerwcu 2023 r. liczba zakażeń koronawirusem w Chinach mogła sięgnąć nawet 65 mln przypadków, więc pojawiły się wątpliwości, czy pandemia definitywnie się zakończyła (Józwiak, 2023). Nie wolno lekceważyć zaleceń Światowej Organizacji Zdrowia mówiących o tym, że należy obserwować zachowanie wirusa A (H5 N1), który wywołuje grypę ptaków, dziesiątkującą ich dzikie i udomowione populacje (Trzeciak, 2023). Przyjmijmy jednak, że na razie są to jedynie potencjalne zagrożenia dla człowieka.

Pandemia COVID-19 okazała się poważnym wyzwaniem dla trwałości łańcuchów żywnościowych i odporności systemów żywnościowych na tego typu globalne ryzyko systemowe. Wyróżnikiem tego ostatniego jest występowanie zjawiska zakażenia (ang. *contagion*) i/lub propagacji (ang. *propagation*), które zagraża stabilności i normalnemu funkcjonowaniu dowolnego układu i dlatego powinno być traktowane priorytetowo. Należy wyróżnić pięć jego atrybutów: złożoność albo seryjność/cykliczność, transgraniczność, nieliniowość, występowanie punktów zwrotnych i pojawienie się opóźnień w regulacji i postrzeganiu (Renn i Schweizer, 2009; Schwe-

izer, 2021). Wskazywano już wcześniej, że w złożonych układach, jakimi są współczesne łańcuchy i systemy żywnościowe, ryzyko i zagrożenia powinno się modelować za pomocą dynamiki systemów złożonych. Na schemacie 5 zaprezentowano zastosowanie tego narzędzia w przypadku pandemii COVID-19. Przedstawiono na nim m.in. cztery pętle sprzężeń zwrotnych, jedną z kluczowych cech podejścia dynamicznego. W praktycznych zastosowaniach dynamiki systemów trzeba dysponować jeszcze zbiorem równań i narzędzi komputerowych do symulowania ich zachowania. W kontekście pandemii Song i in. (2021) skonstruowali m.in. następujące modele cząstkowe: łańcucha podaży żywności, bezpośredniego wpływu pandemii COVID-19 na tę podaż, zachowań konsumentów i wyników.

Schemat 5. Pętla przyczynowa ilustrująca wpływ pandemii na lokalne łańcuchy żywnościowe (ujęcie w konwencji dynamiki systemów)



Uwaga. Linie i strzałki pogrubione oznaczają oddziaływania bezpośrednie, R – sprzężenie zwrotne dodatnie, a B – sprzężenie zwrotne ujemne.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Song i in. (2021).

Globalne łańcuchy i systemy żywnościowe – a zwłaszcza rolnictwo – okazały się najbardziej narażone na ryzyko destrukcji w czasie pandemii COVID-19, ponieważ są sfragmentaryzowane i geograficznie rozproszone (Ardekani i in., 2023). Fakt, że działania zaradcze koncentrowały się na łagodzeniu negatywnych skutków pandemii kosztem dbałości o holistyczne wzmacnianie ich długookresowego zrównoważenia i rezyliencji, powodował dalsze komplikacje (Wallingford i in., 2023).

Już w czasie wielkiego kryzysu finansowego (nazywanego też *food price crisis*) z 2008 r. ponad 30 krajów wprowadziło 33 różnego typu ograniczenia w eksporcie produktów rolno-żywnościowych (Laborde Debucquet i Mamun, 2022). Jak wynika z tabl. 1, takie działania kontynuowano w czasie pandemii COVID-19 i wojny w Ukrainie. Uważa się, że są to instrumenty zmniejszające efektywność rynków globalnych, ponieważ wprowadzają dodatkową niepewność. Brakowało natomiast ich syntetycznej oceny dla krajów eksportujących, ale lukę tę wypełniła Akter (2022). Z jej analizy wynika, że restrykcje w eksporcie produktów rolno-żywnościowych tylko przejściowo łagodzą wzrost cen na rynkach krajowych, a dominujące są ich negatywne skutki. Wiążą się one również z wysokimi kosztami ekonomicznymi, do których należą: straty przychodów producentów, redukcje inwestycji w rolnictwo czy dodatkowe wydatki budżetowe na stworzenie i podtrzymywanie systemu interwencji. W konkluzji Akter zgadza się z innymi badaczami, stwierdzając, że bardziej racjonalne byłoby zastąpienie restrykcji eksportowych precyzyjnie adresowanymi programami wsparcia żywnościowego dla zagrożonych grup. Do podobnych wniosków doszli Glauber i Laborde (2022) oraz Smaller (2022).

Tabl. 1. Ograniczenia w eksporcie produktów rolno-żywnościowych wprowadzone podczas ostatnich trzech kryzysów

Instrumenty	Wielki kryzys finansowy (2008)		Pandemia COVID-19 (2020)		Wojna w Ukrainie (2022)	
	liczba krajów	Udział w światowych dostawach kalorii w %	liczba krajów	udział w światowych dostawach kalorii w %	liczba krajów	udział w światowych dostawach kalorii w %
Zapowiedź wprowadzenia restrykcji	2	0,12	.	.
Zakaz	27	12,24	22	7,97	26	8,99
Licencjonowanie	3	0,05	6	0,17	9	2,89
Selektywne ograniczenia	1	1,52	.	.
Podatek	9	6,93	.	.	3	5,42
Razem	33	18,69	25	9,78	29	17,30

Uwaga. Liczba krajów nie sumuje się do „razem”, ponieważ w niektórych krajach stosowano więcej niż jeden instrument.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Laborde Debucquet i Mamun (2022).

Należy zauważyć, że pandemia COVID-19 wywarła znaczny wpływ na funkcjonowanie łańcuchów dostaw. Najważniejsze procesy, jakie można wskazać, to:

- tendencja do skracania łańcuchów oraz dywersyfikacji źródeł zaopatrzenia i regionalizacji handlu;
- rozwój przemysłu 5.0;
- poszerzanie oferty ubezpieczeń od utraty przychodów i zysków (ang. *business interruption insurance*);
- wzrost znaczenia zarządzania kryzysowego, w tym koncepcji *business continuity management* (Karmaker i in., 2023; Louaas i Picard, 2023; Woldt i Prasad, 2022).

5. Wpływ wojny w Ukrainie na międzynarodowy handel rolno-żywnościowy

Konflikty zbrojne mają zazwyczaj również charakter wojny ekonomicznej, w tym handlowej. W przypadku wojny w Ukrainie Rosja przez pewien czas blokowała eksport ukraińskich produktów rolno-żywnościowych przez Morze Czarne. Później zgodziła się wprawdzie na zawieranie krótkoterminowych umów zbożowych, ale były one obwarowane wieloma warunkami. Dodatkowo Rosja wprowadziła ograniczenia w eksporcie produktów roślinnych, a także nawozów sztucznych i ropopochodnych nośników energii do niektórych krajów. Częściowo była to odpowiedź na sankcje ekonomiczne wprowadzone przez Zachód. W tym kontekście należy pamiętać, że wojna w Ukrainie wciąż niesie ze sobą potencjalne zagrożenie dla globalnego bezpieczeństwa żywnościowego. Po wysadzeniu przez Rosjan hydroelektrowni w Nowej Kachowce okazało się, że mamy do czynienia również z wojną środowiskową (ang. *environmental warfare*). Na domiar złego działania zbrojne również mogą na wiele lat zdewastować przyrodę, w tym użytki rolne (Targański, 2023). Oznacza to, że wskutek ryzyka politycznego pojawiło się ryzyko środowiskowe.

Kompleksową analizę dotyczącą związków wojny w Ukrainie z zagrożeniem bezpieczeństwa żywnościowego przeprowadzili Kemmerling i in. (2022). Badacze stawiają tezę, że utrata tego bezpieczeństwa stanowi istotę konfliktów zbrojnych. Jak wynika ze schematu 6, mamy tu do czynienia z błędnym kołem przemocy i głodu. W ujęciu szczegółowym chodzi o cztery mechanizmy:

- destrukcję potencjału rolnictwa (ziemi, systemu gospodarki wodą i infrastruktury);
- przemieszczanie się ludności;
- kontrolowanie i racjonowanie podaży żywności;
- głodzenie ludności jako metodę prowadzenia wojny.

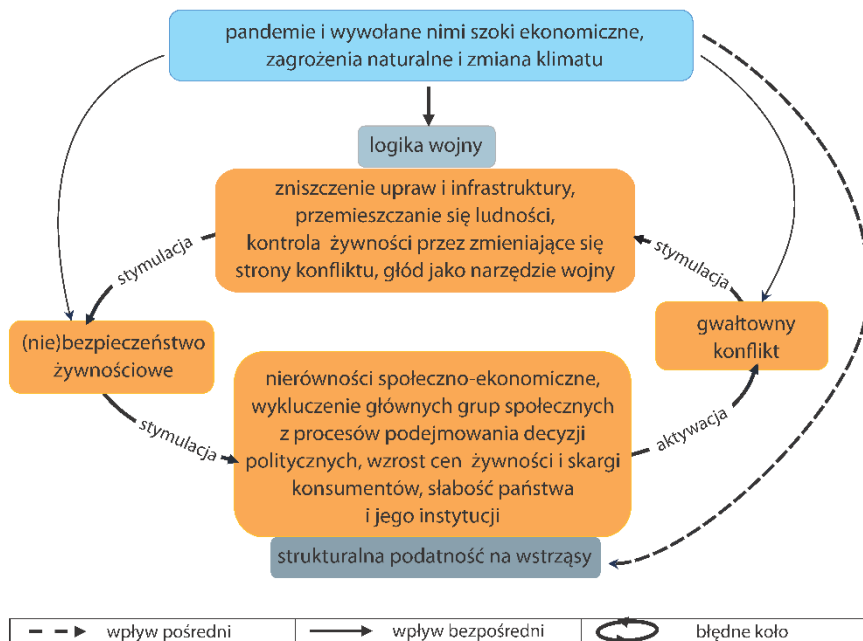
Powinnością społeczności międzynarodowej jest blokowanie tych działań, przy czym warto skoncentrować się przede wszystkim na:

- wprowadzeniu do regulacji prawnych zasady, że dostęp do żywności jest prawem człowieka, a jego naruszanie będzie ścigane;

- zagwarantowaniu bezpieczeństwu żywnościowemu centralnego miejsca w działaniach humanitarno-rozwojowych i promujących pokój;
- zwiększaniu świadomości związków przyczynowych zachodzących między lokalnymi reakcjami na kryzysy żywnościowe a konfliktami zbrojnymi;
- stworzeniu systemów wczesnego ostrzegania i wczesnego reagowania na zagrożenie pojawienia się błędnych kół przemocy i głodu.

Z analizy Mottaleba i in. (2022) dotyczącej lat 2016–2019, którą przeprowadzono dla 163 krajów świata, wynika, że spadek światowego handlu pszenicą o 1% prowadził do wzrostu jej ceny średnio o 1,1%, a sama wyżka ceny o 1% skutkowałą redukcją konsumpcji tego zboża o 0,59% oraz konsumpcji kalorii i białka odpowiednio o 0,54% i 0,64%. Następstwa wojny w Ukrainie wpisują się w logikę tych zależności. Aby przeciwstawić się tym zagrożeniom, główni eksporterzy pszenicy (Chiny, Indie, Stany Zjednoczone, Argentyna) powinni jak najszybciej zwiększyć dostawy tego zboża. W szerszej perspektywie należy zwiększyć plony pszenicy, głównie dzięki postępowi biologicznemu i inwestycjom, szczególnie w Afryce i Azji.

Schemat 6. Błędne koło między gwałtownym konfliktem a brakiem bezpieczeństwa żywnościowego



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Kemmerling i in. (2022).

Modelowanie skutków wojny w Ukrainie w przypadku produkcji pszenicy i światowego handlu tym zbożem wykonali również Lin i in. (2023), którzy połączyli zbiory zdjęć satelitarnych wykonanych przez Landsat i Sentinel 2 z modelem SGETM (Structural General Equilibrium Trade Model) i danymi uzyskanymi z Global Trade Analysis Project¹. Dzięki temu stworzono narzędzie do szybkiego i efektywnego badania tak złożonych zależności. Z uwagi na to, że Lin i jego współpracownicy nie mogli przewidzieć, jak długo będzie trwać wojna w Ukrainie, symulowali trzy scenariusze jej skutków: niewielkie, przeciętne i poważne. W ostatnim przypadku okazało się, że światowy handel pszenicą mógłby się skurczyć o 60%, jej cena mogłaby wzrosnąć o 50%, a siła nabywcza konsumentów – zmaleć o ponad 30%.

Jak wiadomo, Rosja jest także ważnym dostawcą nawozów mineralnych i nośników energii. Wprowadzone przez nią restrykcje eksportowe dotyczące tych produktów owocowałyby wzrostem ich cen o 10–30% i spadkiem dobrobytu w krajach najbardziej dotkniętych restrykcjami o 15–20%. Z kolei gdyby w latach 2022–2023 Stany Zjednoczone, Chiny, Indie, Kanada, Australia, Francja, Argentyna i Niemcy zwiększyły produkcję pszenicy tylko o 2–3% oraz nie zastosowały restrykcji, szok związany z wojną w Ukrainie udałoby się w znacznym stopniu zamortyzować.

Analizę wpływu wojny w Ukrainie na ceny żywności, paliw i nawozów sztucznych wykonali również Arndt i in. (2023). Przebadali 19 krajów rozwijających się pod kątem ich związków z globalnym handlem, biedą i zagrożeniami dla bezpieczeństwa żywnościowego. Wyniki ich badania potwierdzają, że wojna ukraińsko-rosyjska poważnie zagroziła normalnemu funkcjonowaniu globalnych rynków pszenicy i roślin oleistych, paliw, a także nawozów mineralnych. Należy tu dodać, że nie tylko Rosja, lecz także Chiny wprowadziły zakaz eksportu nawozów mineralnych. Makroekonomiczne skutki wzrostu ich cen zależały jednak najbardziej od specyficznej struktury ekonomicznej analizowanych krajów, wzorców indywidualnej konsumpcji i form zatrudnienia. Poziom konsumpcji i ubóstwa gospodarstw domowych był pochodną cen energii i żywności. Wzrost tych ostatnich najsilniej determinował też skalę niedożywienia i obniżenia jakości spożywanych posiłków.

6. Globalny handel rolno-żywnościowy w latach 2019–2022

Mogłoby się wydawać, że w obliczu tak poważnych zaburzeń, jak pandemia COVID-19 i wojna w Ukrainie, światowy handel rolno-żywnościowy ulegnie wyraźnemu spowolnieniu. Tymczasem realna wartość eksportu i importu w latach 2019–2022 wzrosła o ponad 10% (tabl. 2). To pokazuje siłę i odporność handlu oraz

¹ Landsat to prowadzony przez NASA program zdalnego pozyskiwania zdjęć z kosmosu za pośrednictwem dziesięciu satelitów. Sentinel-2 to satelita Europejskiej Agencji Kosmicznej wystrzelony w ramach unijnego programu Copernicus, przekazujący informacje istotne dla rolnictwa i leśnictwa.

stoi w sprzeczności z poglądami, że osłabienie tempa globalizacji ekonomicznej i skracanie łańcuchów żywnościowych wpływa na niego negatywnie.

Tabl. 2. Globalny eksport i import produktów rolno-żywnościowych

Wyszczególnienie	2019	2020	2021	2022	
	w mld dol.				2019 = 100
Eksport					
Wartość nominalna	3314,4	4373,8	4010,4	4318,9	130,3
Wartość realna ^a	3314,4	4236,1	3709,9	3674,4	110,9
Import					
Wartość nominalna	3387,3	3449,7	4071,5	4386,1	129,5
Wartość realna	3387,3	3341,1	3766,4	3739,2	110,4

a Wartości realne obliczono za pomocą indeksu inflacji CPI, publikowanego przez Bank Światowy.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych WTO (https://stats.wto.org/dashboard/merchandise_en.html).

7. Podsumowanie

Współczesne łańcuchy i systemy żywnościowe oraz ich części składowe (ogniwa i podsystemy), a więc i podmioty zajmujące się eksportem i importem produktów rolno-żywnościowych, konfrontowane są z wieloma rodzajami ryzyka, które klasyfikuje się według ewentualnych skutków. Z tego powodu każdorazowo potrzebne są odpowiednie mapy kognitywne i powiązania (sieci) między różnymi rodzajami ryzyka elementarnego. Konieczna jest także identyfikacja kanałów i mechanizmów ich propagacji. Jednak nawet dobre rozpoznanie ryzyka i skuteczne zarządzanie nim obecnie już nie wystarczy. Łańcuchy i systemy żywnościowe muszą być też rezylienne, zrównoważone, efektywne oraz produktywne, zarówno w perspektywie holistycznej, jak i systemowej. Występują tu różne wymiennosci (ang. *trade-offs*), których zrozumienie wymaga łączenia metod ilościowych i jakościowych oraz odwoływania się m.in. do dynamiki systemów złożonych, w których akcentuje się np. różne sprzężenia między ogniwami łańcuchów, węzłami ich sieci i podsystemami w ramach systemów żywnościowych. W przypadku zmaterializowania się ryzyka systemowego, takiego jak pandemia COVID-19, trzeba koniecznie sięgnąć też po narzędzia zarządzania globalnymi kryzysami. Tak szeroko należy ujmować również kwestie funkcjonowania i rozwoju międzynarodowego handlu rolno-żywnościowego.

Pandemia COVID-19 i wojna w Ukrainie to najważniejsze przykłady urzeczywistnienia się globalnego ryzyka katastroficznego i systemowego w bieżącej dekadzie, bardzo istotne m.in. dla międzynarodowego handlu rolno-żywnościowego. Zasadę mówiącą, że globalne problemy wymagają globalnych rozwiązań, częściowo udało się zastosować w przypadku pandemii, chociaż nie uniknięto okresowej destrukcji części łańcuchów żywnościowych. W Unii Europejskiej zjawisko to wystąpi-

ło jednak w niewielkim stopniu. Wojna w Ukrainie jest znacznie trudniejszą kwestią, poza tym nie wiadomo, jak długo jeszcze będzie trwać i czym się zakończy. W obu przypadkach część eksporterów produktów rolno-żywnościowych zastosowała ograniczenia. Z wcześniejszych doświadczeń wynika, że stosowanie tej strategii w krótkim okresie dodatkowo zwiększa niepewność i ryzyko związane z handlem zagranicznym. W dłuższym okresie nie zyskują na niej nawet kraje ją stosujące. W tym kontekście najlepszym rozwiązaniem wydaje się mimo wszystko swobodny handel międzynarodowy artykułami rolno-żywnościowymi.

Wojna w Ukrainie pokazała jednoznacznie, że dużym uproszczeniem (a nawet błędem) podczas analizowania ryzyka w łańcuchach i systemach żywnościowych jest koncentrowanie się tylko na ogniwach/podsystemach prowadzących od rolnictwa do handlu, ewentualnie konsumpcji żywności. Jak wspomniano, Rosja wprowadziła także restrykcje eksportowe w handlu nawozami mineralnymi i nośnikami energii. W konsekwencji destrukcji uległa też sfera przedrolnicza i występujące w niej łańcuchy dostaw. Unia Europejska powinna wyciągnąć z tej sytuacji odpowiednie wnioski, rewidując m.in. swoją strategię „od pola do stołu”.

Bibliografia

- Akter, S. (2022). The effects of food export restrictions on the domestic economy of exporting countries: A review. *Global Food Security*, 35. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100657>.
- Ardekani, Z. F., Sobhani, S. M. J., Barbosa, M. W., de Sousa, P. R. (2023). Transition to a sustainable food supply chain during disruptions: A study on the Brazilian food companies in the Covid-19 era. *International Journal of Production Economics*, 257, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2023.108782>.
- Arndt, C., Diao, X., Dorosh, P., Pauw, K., Turlow, J. (2023). The Ukraine war and rising commodity prices: Implications for developing countries. *Global Food Security*, 36, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2023.100680>.
- Diabat, A., Govinden, K., Panicker, V. V. (2012). Supply chain risk management and its mitigation in a food industry. *International Journal of Production Research*, 50(11), 3039–3050. <https://doi.org/10.1080/00207543.2011.588619>.
- Durach, Ch. F., Kembro, J., Wieland, A. (2017). A new paradigm for systematic literature reviews in supply chain management. *Journal of Supply Chain Management*, 53(4), 67–85. <https://doi.org/10.1111/jscm.12145>.
- Fenton, N. E., Neil, M. (2012). *Risk Assessment and Decision Analysis with Bayesian Networks*. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780367803018>.
- Glauber, J., Laborde, D. (2022, 24 lutego). *How will Russia's invasion of Ukraine affect global food security?*. <https://www.ifpri.org/blog/how-will-russias-invasion-ukraine-affect-global-food-security/>.

- Jóźwiak, T. (2023, 20 czerwca). COVID-19 nadal miesza za Wielkim Murem. *Dziennik Gazeta Prawna*. <https://www.inforlex.pl/dok/tresc,I02.2023.117.000000601,COVID-19-nadal-miesza-za-Wielkim-Murem.html>.
- Karmaker, L. C., Bari, M. M. B. A., Anam, Z. M., Ahmed, T., Ali, S. M., Pacheco, D. A. J., Moktadir, A. (2023). Industry 5.0 challenges for post-pandemic supply chain sustainability in an emerging economy. *International Journal of Production Economics*, 258. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2023.108806>.
- Kemmerling, B., Schetter, C., Wirkus, L. (2022). The logics of war and food (in)security. *Global Food Security*, 33, 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100634>.
- Laborde Debutquet, D., Mamun, A. (2022). *Documentation for Food and Fertilizers Export Restriction Tracker. Tracing export policy responses affecting global food markets during crisis*. International Food Policy Research Institute.
- Lin, F., Li, X., Jia, N., Feng, F., Huang, H., Huang, J., Fan, S., Ciais, P., Song, P. X. (2023). The impact of Russia–Ukraine conflict on global food security. *Global Food Security*, 36. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100661>.
- Louaas, A., Picard, P. (2023). A pandemic business interruption insurance. *The Geneva Risk and Insurance Review*, 48(1), 1–30. <https://doi.org/10.1057/s10713-023-00080-7>.
- Mottaleb, A. K., Kruseman, G., Snopp, S. (2022). Potential impacts of Ukraine–Russia armed conflict on global wheat food security: A quantitative exploration. *Global Food Security*, 35, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100659>.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2020). *OECD Agro-food Productivity–Sustainability–Resilience Policy Framework: Revised Framework*. [https://one.oecd.org/document/TAD/CA/APM/WP\(2019\)25/FINAL/en/pdf](https://one.oecd.org/document/TAD/CA/APM/WP(2019)25/FINAL/en/pdf).
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2023). *Building system-wide resilience in agro-food value chains*. [https://one.oecd.org/document/TAD/CA/APM/WP\(2022\)26/FINAL/en/pdf](https://one.oecd.org/document/TAD/CA/APM/WP(2022)26/FINAL/en/pdf).
- Polman, D. F., Selten, M. P. H., Motovska, N., Berkhout, E. D., Bergevoet, R. H. M., Candel, J. J. L. (2023). A risk governance approach to mitigating food system risk in a crisis: Insights from the COVID-19 pandemic in five low- and middle-income countries. *Global Food Security*, 39, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2023.100717>.
- Renn, O., Schweizer, P. J. (2009). Inclusive risk governance: concepts and applications to environmental policy making. *Environmental Policy and Governance*, 19(3), 174–185. <https://doi.org/10.1002/eet.507>.
- Schweizer, P. J. (2021). Systemic risks – concepts and challenges for risk governance. *Journal of Risk Research*, 24(1), 78–93. <https://doi.org/10.1080/13669877.2019.1687574>.
- Smaller, C. (2022, 11 marca). *Overcoming the threats to global food systems from Russia's invasion of Ukraine*. <https://www.ifpri.org/blog/overcoming-threats-russias-invasion-ukraine-poses-global-food-systems/>.
- Song, S., Goh, J. C. L., Tan, H. T. W. (2021). Is food security an illusion for cities? A system dynamics approach to assess disturbance in the urban food supply chain during pandemics. *Agricultural Systems*, 189. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2020.103045>.

- Targański, T. (2023, 17 czerwca). Zapory masowej zagłady. Ukraina już raz doświadczyła wysadzenia tamy na Dnieprze. *Polityka*. <https://www.polityka.pl/tygodnikpolityka/historia/2215444,1,zapory-masowej-zaglady-ukraina-juz-raz-doswiadczyła-wysadzenia-tamy-na-dnieprze.read>.
- Trzeciak, M. A. (2023, 23 maja). Lecą wirusy ptasiej grypy. *Polityka*, 22(3415), 24.05–30.05.2023, 62–63.
- van Winsen, F., de Mey, Y., Lauwers, L., Van Passel, S., Vancauterem, M., Wauters, E. (2013). Cognitive mapping: A method to elucidate and present farmers' risk perception. *Agricultural Systems*, 122, 42–52. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2013.08.003>.
- Wallingford, J., Martinez, E. M., Masters, W. A. (2023). COVID-19 mobility restrictions and stay-at-home behaviour in 2020 were associated with higher retail food prices worldwide. *Global Food Security*, 37, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2023.100702>.
- Woldt, J. J., Prasad, S. (2022). Crises in global supply chains: The role of impression management communications. *International Journal of Production Economics*, 252. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2022.108562>.
- Woźniak, A. (2023). Globalny handel może utknąć w suchym kanale. *Rzeczpospolita* z 21.06.2023.
- Zhao, G., Liu, S., Lopez, C., Chen, H., Lu, H., Mangla, K. S., Elgueta, S. (2020). Risk analysis of agri-food supply chain: A multi-method approach. *International Journal of Production Research*, 58(16), 4851–4876. <https://doi.org/10.1080/00207543.2020.1725684>.

Działalność wystawiennicza Centralnej Biblioteki Statystycznej w latach 2023–2024

Exhibition activity of the Central Statistical Library in the years 2023–2024

1. Wprowadzenie

Centralna Biblioteka Statystyczna im. Stefana Szulca (CBS) posiada unikalne kolekcje historycznych zbiorów statystycznych. Stanowią one doskonałą bazę nie tylko do prowadzenia badań naukowych, lecz także organizowania wystaw popularyzujących księgozbiór biblioteczny. Działalność wystawiennicza jest istotną częścią kulturotwórczej aktywności CBS, a także formą realizacji zadań związanych z edukacyjną i informacyjną rolą biblioteki. Można wyróżnić kilka typów wystaw organizowanych przez CBS na bazie własnych zbiorów, np. tematyczne, jubileuszowe, upowszechniające wiedzę statystyczną, biograficzne, poświęcone pamięci osób zmarłych, historyczne i społeczne.

W artykule omówiono wystawy zorganizowane przez CBS w latach 2023–2024.

2. Charakterystyka wystaw z lat 2023–2024

2.1. *Pomniki i rzeźby w hołdzie książkom*

Na wystawę *Pomniki i rzeźby w hołdzie książkom*, która trwała od listopada 2023 r. do lutego 2024 r., złożyły się 34 barwne fotografie monumentów z całego świata: Francji, Hiszpanii, Niemiec, Wielkiej Brytanii, Węgier, a także Chile, Chin, Singapuru i Stanów Zjednoczonych. W tym zestawieniu nie zabrakło również polskich dzieł, znajdujących się w Kaliszu, Lesku, Toruniu, Warszawie i we Wrocławiu. Prezentowane pomniki i rzeźby upamiętniają dokonania wybitnych przedstawicieli świata kultury i sztuki, stają się motywacją do sięgania po literaturę i stwarzają okazję do pogłębionej refleksji nad rolą książki w życiu człowieka.

Zainteresowanie zwiedzających budziła m.in. fotografia rzeźby stojącej w Charlotte w Północnej Karolinie, która przedstawia dzieci wspinające się na ceglaną książkę. Na jej grzbiecie widnieje napis: *Życie jest otwartą książką*. Uwagę przyciągało też zdjęcie pomnika postawionego przed biblioteką publiczną w Coshocton w Ohio. Jest to chłopiec siedzący na stosie stu książek. Na każdym wolumenie wygrawerowano tytuł dzieła mającego duże znaczenie dla dekady, którą reprezentuje.

Postać trzyma otwartą książkę, a jej okładka jest pusta – po to, aby obserwator mógł sobie wyobrazić swoje ulubione dzieło.

2.2. Bookartyzm – nowe życie książki oraz Book folding i quilling – książkowe origami

Promowanie książek i idei czytelnictwa, a także odkrywanie potencjału starych, zniszczonych i zapomnianych publikacji to cele, które przyświecały dwóm wystawom organizowanym przez CBS od lutego do maja 2024 r. Na pierwszej z nich *Bookartyzm – nowe życie książki* zaprezentowano czarno-białe fotografie rzeźb, które powstały ze zniszczonych książek i czasopism (ta nowa dziedzina sztuki to właśnie *book art*). Dzieła zachwycają stylem i dbałością o detale. Wykorzystanie książek jako materiału rzeźbiarskiego może wzbudzać kontrowersje, ale artyści zapewniają, że wybierają jedynie wysłużone egzemplarze.

Z kolei wystawa *Book folding i quilling – książkowe origami* składała się z 15 fotografii, na których uchwycono prace wykonane techniką polegającą na tworzeniu przestrzennych form poprzez zaginanie kart książek lub zwijanie pasków papieru w spirale. Dzięki temu nieaktualny katalog reklamowy, stary kalendarz, książka teleadresowa czy notes mogą przybrać kształt roślin, zwierząt, przedmiotów codziennego użytku, scen rodzajowych lub abstrakcji.

2.3. Wystawy z okazji Tygodnia Bibliotek

Jednym z działań promujących XXI Ogólnopolski Tydzień Bibliotek był zorganizowany przez CBS pokaz plakatów zaprojektowanych z tej okazji w latach 2006–2024. Pomysłodawcą i koordynatorem akcji, w tym corocznego konkursu na plakat, jest Zarząd Główny Stowarzyszenia Bibliotekarzy Polskich. Afisze wykorzystuje się do rozpowszechniania informacji o święcie bibliotek, a także promocji towarzyszących mu wydarzeń w atrakcyjnej i ujednoczonej formie graficznej. Zawierają artystyczną interpretację hasła Tygodnia Bibliotek (co roku innego), a także podstawowe informacje organizacyjne: tytuł i datę wydarzenia, hasło oraz logo Stowarzyszenia Bibliotekarzy Polskich. W 2024 r. hasło Tygodnia Bibliotek brzmiało: *Biblioteka – miejsce na czasie*.

W ramach wydarzenia w czytelni CBS zaprezentowano ekspozycję historycznych kalendarzy książkowych ze zbiorów własnych: *Kalendarze – cenne źródło informacji*. Na przestrzeni lat zmieniały się forma i treść kalendarzy, ale towarzyszą one człowiekowi do dziś. Nie tylko pomagają zarządzać czasem. Te najstarsze służyły także popularyzowaniu wiedzy. Stanowiły kompendium wiedzy o państwie i społeczeństwie. Na wystawie szczególną uwagę – ze względu na ich indywidualne cechy

– poświęcono kalendarzom książkowym, które stanowią cenne źródło informacji o ludziach i czasach minionych. Można było obejrzeć m.in. *Kalendarzyk polityczny na rok 1848*, *Jana Jaworskiego Kalendarz Polski ilustrowany na rok 1868, który jest rokiem przestępnym mającym dni 366*, *Kalendarz Astronomiczno - Gospodarski Polski y Ruski na Rok Pański 1847*, *Notatnik-Kalendarz Korespondenta Rolnego na rok 1933 (cz. 1-2)* i *Kalendarz mleczarski na rok 1936*.

2.4. Warszawa w XX-leciu międzywojennym

Od czerwca do października 2024 r. czynna była wystawa *Warszawa w XX-leciu międzywojennym*. Ekspozowano na niej czarno-białe fotografie ludzi, miejsc, obiektów i scen z życia stolicy w latach 1918–1939. Na zdjęciach uwieczniono m.in. budowę toru wyścigów konnych na Służewcu, most Średnicowy, Nowy Świat, wizytę prezydenta Ignacego Mościckiego w Muzeum Wojska Polskiego, obchody święta 3 Maja na placu Piłsudskiego, przedstawienie operowe w Teatrze Wielkim i ludzi czekających na przystanku tramwajowym w godzinach szczytu. Fotografie, które można było podziwiać na wystawie, są dowodem na to, że przedwojenna Warszawa zachwycała architekturą i tętniła życiem.

2.5. Plany Warszawy XIX–XX wiek

Na ekspozycji *Plany Warszawy XIX–XX wiek* zaprezentowano dziewięć map, które pozwalają prześledzić rozwój przestrzeni miejskiej stolicy i jej granic od końca XIX w. do lat 80. XX w. Wśród nich znalazły się mapy m.in. z lat: 1879, 1896, 1910, 1939, 1948, 1967 i 1977. Opracowania kartograficzne stanowią cenne źródło wiedzy o dziejach miasta.

2.6. Wystawy z okazji Nocy Bibliotek

W ramach 10. Nocy Bibliotek CBS, z pomocą Zakładu Wydawnictw Statystycznych, zorganizowała wystawę *Moc Bibliotek*, na której zaprezentowano 67 zdjęć polskich i zagranicznych bibliotek. Wielkoformatowe barwne fotografie przedstawiały bryły budynków i wnętrza polskich księżnic z Gdańska, Kórnika, Opola, Poznania, Warszawy i Zielonej Góry oraz placówek z Austrii, Brazylii, Danii, Hiszpanii, Kanady, Stanów Zjednoczonych i Turcji. Odwiedzający wystawę mogli podziwiać rozwiązania architektoniczne, które łączą w sobie funkcje naukowe i artystyczne. Przedstawione obiekty ukazują wyjątkowość gromadzonych zbiorów i zachęcają do odwiedzenia bibliotek.

Wydarzeniem towarzyszącym Nocy Bibliotek była kameralna wystawa w czytelni *Historyczne źródła informacji: poradniki, vademeca, przewodniki naukowe w zbiorach CBS*. Ekspozycja dowodzi, że publikacje informacyjne wydawane przez organizacje, stowarzyszenia i instytucje państwowe stanowią ważną część naukowych zbiorów biblioteki. Odwiedzający mieli szansę zobaczyć m.in. *Przewodnik po Królestwie Polskiem na podstawie najnowszych źródeł opracowany przez Ant. Bobińskiego i J. M. Bazewicza [...] w 2-ch tomach z 1902 r.*, *Informator-kalendarz m. Lublina oraz województw: lubelskiego, wołyńskiego i poleskiego na rok 1924*, *Informator morski i kolonialny z 1935 r.* i *Pierwszy Polski przewodnik adresowy ogrodnictwa i działów pokrewnych z 1928 r.*

2.7. Biblioteka wczoraj – dziś – jutro

Zupełnie nowym przedsięwzięciem promocyjnym było zorganizowanie wystawy plenerowej *Biblioteka wczoraj – dziś – jutro*. W ramach prezentacji kluczowych działań CBS można było poznać bogatą historię i współczesne oblicze biblioteki jako zaplecza naukowego wspierającego nie tylko służby statystyki publicznej, lecz także szeroki krąg odbiorców w kraju i na świecie. Przy tej okazji warto podkreślić, że CBS to nowoczesna placówka biblioteczno-informacyjna, uczestnicząca w krajowym i międzynarodowym systemie współpracy, prowadząca działalność edukacyjną oraz publikacyjną. Opracowuje m.in. *Biuletyn Nabytków* (od 1937 r.), *Bibliografię Wydawnictw GUS*, zestawienia bibliograficzne i informatory. Przez ponad 100 lat działalności pozostaje instytucją spełniającą swoje podstawowe funkcje biblioteczne, ale także – dzięki nastawieniu na rozwój w zmieniającej się rzeczywistości – odgrywa rolę rzetelnego centrum informacji o zbiorach statystycznych.

Wystawa składała się z 22 plansz, które rozwieszono na ogrodzeniu Głównego Urzędu Statystycznego, w sąsiedztwie parku Pole Mokotowskie. Prezentowała dzieje CBS oraz najbardziej charakterystyczne z unikalnych zbiorów gromadzonych przez placówkę, a także dokumentowała proces rozwoju publicznej biblioteki naukowej na przełomie XX i XXI w. Koncepcję i projekt ekspozycji opracowała Małgorzata Czapańska, kurator wystawy.

3. Przyszłość działalności wystawienniczej CBS

Współczesna biblioteka łączy tradycyjną działalność z aktywnością w sieci, np. udostępnia zbiory zarówno w formie tradycyjnej, jak i elektronicznej. Takie podejście pozwala na rozszerzenie działań o charakterze informacyjnym i kulturotwórczym. Dzięki nowoczesnym technologiom ułatwiającym komunikację bibliotekarze zyskali

możliwość łatwego dotarcia ze zgromadzonymi i profesjonalnie opracowanymi zbiorami do użytkowników w skali globalnej. W Internecie można znaleźć już nie tylko informacje o publikacjach, lecz także ich pełnotekstowe wersje cyfrowe. To niezwykle ważne w przypadku unikalnych zbiorów i cennych kolekcji, które w oryginalnej formie bardzo rzadko udostępnia się w czytelnich. Należy podkreślić, że proces digitalizacji to doskonały sposób zabezpieczenia zbiorów. Dzięki jego wdrożeniu CBS upowszechnia dorobek polskiej statystyki i sukcesywnie wzbogaca bibliotekę cyfrową o kolejne pozycje.

Na stronie internetowej cbs.stat.gov.pl na bieżąco zamieszczane są informacje o nowych nabytkach CBS, rocznicach i wydarzeniach. W przyszłości pojawią się na niej wystawy tworzone online, ponieważ Internet to nieocenione narzędzie popularyzacji zbiorów i poszerzania wiedzy zwiedzających.

Dorota Kierska

Centralna Biblioteka Statystyczna, Polska / 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 <http://cbs.stat.gov.pl>. Biblioteka posiada zbiory cyfrowe: zeskanowane książki i czasopisma statystyczne z okresu międzywojennego, cimenta statystyczno-demograficzne z końca XIX i początku XX w. oraz najważniejsze publikacje GUS wydane po II wojnie światowej. Znajdują się w nich także wszystkie numery „WS”.

Zapotrzebowanie na kwerendy oraz zamówienia na odbitki kserograficzne i skany można zgłaszać pod adresem: zapytajcbs@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 catalogue of the book collection is available online at <http://cbs.stat.gov.pl>. The library offers digital resources: 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. These also include all the issues of *WS*.

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

WYDAWNICTWA GUS. GRUDZIEŃ 2024 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. DECEMBER 2024

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

Among Statistics Poland's publications from the previous month, we would like to recommend:

Statystyki zmian klimatu. Polska na tle Europy **Climate change related statistics. Poland in comparison to Europe**

Pierwsza z planowanego cyklu publikacji dotyczących zmian klimatu w Polsce w porównaniu z innymi krajami Europy i – częściowo – świata.



Język: polski
Language: Polish
Seria: Foldery i publikacje okolicznościowe
Series: Brochures and celebratory publications
Dostępne wersje: drukowana i elektroniczna
Available in: printed and electronic form

W folderze zamieszczono m.in. dane o emisji gazów cieplarnianych i innych czynnikach wywołujących zmiany klimatu. Pokrótkie omówiono przyczyny i skutki tego zjawiska w poszczególnych krajach oraz inicjatywy w zakresie jego mitygacji, czyli łagodzenia. Wykorzystane w publikacji dane pochodzą głównie z bazy Eurostatu i dotyczą 2023 r. lub 2022 r. (ewentualnie ostatniego dostępnego), a w wybranych kategoriach są przedstawione w odniesieniu do lat poprzednich w celu unaocznienia zachodzących zmian.

Sytuacja osób starszych w Polsce w 2023 r. **The situation of older people in Poland in 2023**

Piąte wydanie opracowania analitycznego poświęconego różnym aspektom życia seniorów (osób w wieku 60 lat i więcej).



Język: polski
Language: Polish
Seria: Analizy statystyczne
Series: Statistical analyses
Dostępne wersje: elektroniczna
Available in: electronic form

W publikacji przedstawiono cechy demograficzne populacji osób starszych, a także analizę ich sytuacji ekonomicznej i mieszkaniowej oraz wybranych zagadnień dotyczących stanu zdrowia i opieki zdrowotnej, pomocy społecznej i aktywności (uczestnictwo w edukacji, aktywność społeczno-kulturalna, korzystanie z internetu). W opracowaniu wykorzystano najnowsze dostępne wyniki badań prowadzonych przez GUS, dane zbiorcze opracowywane na podstawie sprawozdawczości resortowej i dane uzyskane ze źródeł administracyjnych. Zgromadzone informacje pozwalają ocenić zmiany zachodzące w procesie starzenia się ludności i zrozumieć ich wpływ na opiekę zdrowotną, politykę społeczną czy rynek pracy. Mogą być wykorzystane do prowadzenia pogłębionych badań dotyczących tego zjawiska oraz planowania działań mających na celu sprostanie wyzwaniom, które się z nim wiążą.

W grudniu 2024 r. ukazały się ponadto:

- *Bezrobocie rejestrowane 1–3 kwartał 2024 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 11/2024;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (październik 2024 r.)*;
- *Co warto wiedzieć o innowacjach?*;
- *Dochody i warunki życia ludności Polski – raport z badania EU-SILC 2023*;
- *Działalność badawcza i rozwojowa w Polsce w 2023 r.*;
- *Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2023 r.*;
- *Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2023 r.*;
- *Ekonomiczne aspekty ochrony środowiska 2024*;
- *Energia ze źródeł odnawialnych w 2023 r.*;
- *Kompendium wiedzy o spisach rundy 2020/2021*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2024 (grudzień 2024). Z pogłębioną analizą aktualnych zagadnień gospodarczych*;
- *Nakłady i wyniki przemysłu – 1–3 kwartał 2024 r.*;
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w listopadzie 2024 r.*;
- *Produkt krajowy brutto – rachunki regionalne w latach 2020–2022*;
- *Raport SDG 2024. Dzieci w kontekście zrównoważonego rozwoju*;
- *Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2024*;
- *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2024*;
- *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2024*;
- *Rocznik Statystyczny Województw 2024*;
- *Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury – szereg do października 2024 r.*;
- *Społeczeństwo informacyjne w Polsce w 2024 r.*;

- „Statistics in Transition new series” nr 4/2024;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w listopadzie 2024 r.*;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza województw Nr 3/2024*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 12/2024;
- *Wskaźniki zielonej gospodarki w Polsce 2024 r.*;
- *Wyspecjalizowane segmenty rynku finansowego 2023*;
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 1–3 kwartale 2024 r.*;
- *Zdrowie i ochrona zdrowia w 2023 r.*;
- *Zeszyt metodologiczny. Badanie koniunktury w gospodarstwach rolnych*;
- *Zużycie paliw i nośników energii w 2023 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 Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego. Zgodnie z komunikatem Ministra Nauki z dnia 5 stycznia 2024 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), Summon i WorldCat.

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

1. Zgłaszanie artykułów

Prace przeznaczone do opublikowania w „WS” należy przesyłać 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 przesyłać skan/zdjęcie oświadczenia o udzieleniu licencji. **Załączenie oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.**

Artykuły zgłaszane od 2022 r. do opublikowania w „WS” są udostępniane na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0), która jest dostępna na stronie <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/legalcode.pl>.

Autorzy mają prawo do samodzielnego umieszczenia 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).

Więcej informacji: Zgłaszanie artykułów w zakładce Dla autorów.

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, zgodności jego tematyki z profilem czasopisma, struktury i zawartości pracy pod kątem wymogów redakcyjnych oraz oryginalności (wykrywanie programem antyplagiatorywnym treści zapożyczonych, a także wygenerowanych za pomocą narzędzi sztucznej inteligencji). Na jej podstawie formułowane są uwagi i zalecenia dla autora. Poprawiona/uzupełniona przez autora praca jest kierowana do recenzji. W przypadku negatywnej weryfikacji artykuł zostaje odrzucony, a autor otrzymuje decyzję wraz z uzasadnieniem.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, przy której afiliowany jest autor, i spoza Zespołu Redakcyjnego „WS”; 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.

Autor pracy, która otrzymała dwie pozytywne oceny, wprowadza poprawki zalecane przez recenzentów i przesyła do redakcji skorygowaną wersję tekstu. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autor jest zobligowany do uzasadnienia swojego stanowiska.

3. **Ocena redakcji**, decydująca o przyjęciu pracy do publikacji. Polega m.in. na weryfikacji dokonania przez autora zmian w artykule stosownie do uwag recenzentów. Redakcja ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma.

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 do publikacji są zamieszczane na stronie internetowej czasopisma w zakładce Early View, gdzie znajdują się do czasu opublikowania w konkretnym wydaniu.

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta**. Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu redakcyjnemu, a następnie – po autoryzacji – przekazywany do składu, łamania i opracowania graficznego. Następnie wykonywane są co najmniej dwie korekty wydawnicze. Autor wykonuje korektę autorską na etapie drugiej korekty wydawniczej.

Redakcja zastrzega sobie prawo do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przeredagowywania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

W przypadku odkrycia błędów w opublikowanym artykule zamieszcza się na łamach „WS” sprostowanie lub erratę, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” z adnotacją o dokonanej poprawce.

3. Zasady etyki publikacyjnej

Wszyscy uczestnicy procesu publikacyjnego są zobowiązani do przestrzegania zasad etyki publikacyjnej. Zasady przyjęte w „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) opierają się na wytycznych Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (Committee on Publication Ethics – COPE), które są dostępne na stronie internetowej www.publicationethics.org.

W celu zapewnienia transparentności w publikowaniu wyników badań naukowych wymagane jest, aby każdy uczestnik procesu publikacyjnego zgłaszał potencjalne konflikty interesów. Przez konflikt interesów rozumiane jest

wszystko, co zakłóca lub może być w sposób uzasadniony postrzegane jako zakłócające pełne i obiektywne prezentowanie i recenzowanie artykułów przesłanych do czasopisma, podejmowanie decyzji redakcyjnych w ich sprawie lub ich publikowanie. Konflikty interesów mogą mieć charakter finansowy lub niefinansowy, zawodowy lub osobisty i mogą powstać w stosunkach z instytucją lub inną osobą [na podstawie: <https://journals.plos.org/plosone/s/competing-interests>].

Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej, takich jak:

- plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
- autoplagiat – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
- fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;
- autorstwo widmowe (*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 tworzeniu artykułu, aby lista autorów wyglądała bardziej imponująco;
- autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – dodawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem, w ramach przysługi, uznania lub uprzejmości.

Odpowiedzialność poszczególnych uczestników procesu publikacyjnego w zakresie etyki publikacyjnej jest przedstawiona poniżej.

3.1. Odpowiedzialność autorów

3.1.1. Oryginalność pracy

Artykuły naukowe zgłaszane do publikacji w „WS” muszą stanowić własność intelektualną autorów i być pracami oryginalnymi, nie mogą naruszać praw autorskich innych osób, być wcześniej publikowane ani złożone w innym wydawnictwie (także w innej wersji językowej), a w przypadku wykorzystania narzędzi sztucznej inteligencji autorzy muszą mieć większościowy wkład twórczy w powstanie artykułu, co deklarują w oświadczeniu. W przypadku złożenia artykułu w innym wydawnictwie przed ukazaniem się go w „WS” autorzy są zobowiązani do niezwłocznego powiadomienia o tym redakcji.

Jeżeli materiały, na podstawie których powstał artykuł, były prezentowane publicznie, np. podczas konferencji, to autorzy powinni poinformować o tym redakcję, zgłaszając tekst do publikacji w „WS”.

Jeśli autorzy zgłoszonego artykułu umieścili go w repozytorium przed opublikowaniem w „WS”, to niezwłocznie po ukazaniu się numeru „WS” z tym artykułem powinni podać przy artykule zamieszczonym w repozytorium link do publikacji w „WS”.

3.1.2. Autorstwo

Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach.

W artykule muszą być wskazane wszystkie osoby, które wniosły znaczący wkład w jego powstanie. Niedopuszczalne jest autorstwo widmowe, gościnne i grzecznościowe.

Autor zgłaszający artykuł określa procentowy udział autorów i ich wkład odpowiednio dla:

- koncepcji i projektu badania;
- gromadzenia lub zestawiania danych;
- analizy i interpretacji danych;
- napisania artykułu;
- krytycznego zrecenzowania artykułu;
- zatwierdzenia ostatecznej wersji artykułu.

Wszelkie zmiany na liście autorów (dodawanie lub usuwanie nazwisk i zmiana kolejności autorów) po zgłoszeniu artykułu do publikacji w „WS” wymagają przesłania do redakcji formularza zmiany na liście autorów podpisanego przez wszystkich autorów. Redakcja nie rozstrzyga ewentualnych sporów między autorami, a w przypadku braku możliwości uzgodnienia między nimi wspólnego stanowiska wycofuje artykuł z publikacji.

W przypadku śmierci jednego z autorów przed opublikowaniem artykułu współautorzy poręczają za niego w zakresie jego wkładu i potencjalnych konfliktów interesów.

Wkład innych osób w powstanie artykułu, który nie spełnia kryteriów autorstwa, taki jak wspieranie badania, ogólny mentoring, pełnienie funkcji koordynatora badania i inne powiązane działania, można wskazać w części artykułu pt. „Podziękowania”.

Każdy autor powinien posługiwać się identyfikatorem Open Researcher Contributor ID.

3.1.3. Rzetelność badań

Artykuły naukowe powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski.

3.1.4. Cytowanie

Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia niebędące autorskimi i wykraczające poza wiedzę powszechną muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym, niezależnie od tego, czy są ujęte w ramy cytatu, czy nie są dosłownie przytaczane.

Autorzy artykułu ponoszą odpowiedzialność za właściwe oznaczanie cytowanych prac innych autorów.

3.1.5. Dane i odtwarzalność badań

Autorzy powinni dokładnie opisać dane użyte w badaniu empirycznym, aby umożliwić powtórzenie badania. Są także zobowiązani do udostępnienia surowych danych badawczych na

prośbę redakcji. Jeżeli spełnienie tej prośby nie jest możliwe z istotnych powodów, powinni uzasadnić swoją odmowę.

3.1.6. Użycie narzędzi sztucznej inteligencji

Podczas zbierania i analizy danych, pisania artykułu i opracowywania elementów graficznych autorzy mogą wspomagać się narzędziami sztucznej inteligencji, ale to oni powinni mieć większościowy wkład twórczy w powstanie artykułu i są w pełni odpowiedzialni za treści wygenerowane automatycznie, a tym samym za wszelkie związane z tym naruszenia etyki publikacyjnej. Są także zobowiązani do poinformowania redakcji o użyciu narzędzi sztucznej inteligencji. Takie narzędzia nie mogą być wskazane jako współautorzy.

Artykuł, w przypadku którego autorzy nie mają większościowego wkładu twórczego i który w przeważającej części powstał przy użyciu narzędzi sztucznej inteligencji, nie może być uznany za oryginalną pracę naukową i przyjęty do publikacji.

Niniejsze wytyczne nie obejmują narzędzi, które są używane do poprawy pisowni, gramatyki i ogólnej edycji.

Ostateczną decyzję o tym, czy użycie narzędzi sztucznej inteligencji jest właściwe lub dopuszczalne w przypadku danego artykułu, podejmuje redaktor naczelny.

3.1.7. Konflikt interesów

Autorzy są zobowiązani do zgłoszenia redakcji wszystkich potencjalnych konfliktów interesów odnoszących się do badania przedstawionego w artykule.

Autorzy podają w artykule źródła finansowania badania.

Niezgłoszenie istniejącego konfliktu interesów może skutkować odrzuceniem artykułu.

Ujawnienie konfliktu interesów autorów, który miał nadmierny wpływ na artykuł lub jego recenzje, po publikacji będzie skutkowało retrakcją artykułu.

3.1.8. Współpraca

Autorzy biorą udział w procesie recenzowania *double-blind peer review*, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu minimum dwóch pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i przesyłają do redakcji zaktualizowaną wersję artykułu wraz z poświadczeniem uwzględnienia poprawek.

W przypadku różnicy zdań co do zasadności proponowanych zmian i nieuwzględnienia którejś z zalecanych poprawek autorzy uzasadniają swoje stanowisko.

Autorzy zatwierdzają artykuł po opracowaniu redakcyjnym (autoryzują go) i biorą udział w korekcie autorskiej.

W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń do opublikowanych artykułów ich autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi za pośrednictwem redakcji.

3.1.9. Błędy w artykule

Jeżeli autor zauważy błędy w swoim artykule, to powinien niezwłocznie zgłosić je redakcji. Dotyczy to zarówno wszystkich etapów procesu publikacyjnego, jak i czasu po opublikowaniu artykułu. Redakcja we współpracy z autorem podejmie odpowiednie kroki, takie jak: wprowadzenie poprawek, opublikowanie sprostowania lub erraty albo wycofanie artykułu (retrakcja).

3.2. Odpowiedzialność redakcji

3.2.1. Obiektywizm i uczciwość

Redakcja podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu, kierując się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności, rzetelności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Ocenia artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.

3.2.2. Przeciwdziałanie nierzetelności naukowej

Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej, takich jak: plagiat, autoplagiat, fabrykowanie danych oraz autorstwo widmowe, gościnne i grzecznościowe.

Jeżeli na którymkolwiek etapie procesu publikacyjnego powstaje uzasadnione podejrzenie, że autorzy dopuścili się nierzetelności naukowej, redakcja skrupulatnie bada sprawę zgodnie z zasadami COPE określonymi na stronie <https://publicationethics.org/guidance/Flowcharts>. W przypadku udowodnienia nierzetelności autorów zgłoszony przez nich artykuł zostaje odrzucony (w przypadku opublikowanego artykułu – wycofany), a autorzy otrzymują informację o podjętej decyzji wraz z uzasadnieniem. Redakcja informuje o nierzetelności autorów odpowiednio podmioty (instytucje zatrudniające autorów, towarzystwa naukowe itp.).

W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji redakcja wykorzystuje system antyplagiatowy. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa artykułu do innych prac lub wysokiego prawdopodobieństwa użycia narzędzi sztucznej inteligencji redaktor naczelny, po zasięgnięciu opinii pozostałych członków redakcji i Rady Konsultacyjnej, podejmuje decyzję o przyjęciu lub odrzuceniu artykułu. W przypadku odrzucenia autor otrzymuje decyzję wraz z uzasadnieniem.

3.2.3. Konflikt interesów

Redaktorzy są zobowiązani do zgłoszenia wszelkich potencjalnych konfliktów interesów odnoszących się do autorów, badań przedstawianych w artykułach i instytucji je finansujących. Nie mogą być zaangażowani w decyzje redakcyjne dotyczące artykułów ich autorstwa zgłoszonych do publikacji w „WS”. W przypadku gdy ich własne interesy mogą utrudniać im bezstronną ocenę danego artykułu i dotyczącą go decyzję o publikacji, powinni wycofać się z jego oceny lub dyskusji na jego temat.

W celu zapobiegania konfliktom interesów między recenzentami a autorami oraz zapewnienia uczciwego i bezstronnego procesu recenzowania redakcja wybiera recenzentów spośród specjalistów spoza jednostki, do której afiliowani są autorzy, i spoza Zespołu Redakcyjnego.

Jeżeli po opublikowaniu artykułu zostanie ujawniony konflikt interesów autorów, to redakcja zbada, czy miał on nadmierny wpływ na artykuł lub jego recenzje. W przypadku gdy taki wpływ zostanie stwierdzony, artykuł podlega retrakcji.

3.2.4. Poufność

Informacje dotyczące artykułu są poufne. Redaktorowi ani żadnemu innemu pracownikowi redakcji nie wolno ich ujawnić nikomu poza autorami, recenzentami, doradcami i – jeśli to uzasadnione – wydawcą.

W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu nie może on zostać w żaden sposób wykorzystany przez wydawcę lub uczestników procesu publikacyjnego bez pisemnej zgody autorów.

3.2.5. Dyskusja na temat opublikowanych artykułów

Każdy może zgłosić redakcji błędy lub naruszenia dostrzeżone w opublikowanych artykułach. Postępowanie redakcji w takich przypadkach zostało określone w punktach 3.2.6–3.2.8.

Redakcja publikuje również nadesłane polemiki z opublikowanymi artykułami.

3.2.6. Poprawki w opublikowanym artykule

W przypadku odkrycia przez autorów lub czytelników błędów w opublikowanym artykule redakcja ocenia, na ile są one istotne, i podejmuje stosowne działania.

Jeżeli wykryte błędy wpływają na interpretację danych lub przedstawionych informacji, a ich poprawienie nie powoduje naruszenia naukowej integralności artykułu, to redakcja we współpracy z autorem:

- w przypadku wersji Early View poprawia artykuł i dołącza do niego adnotację o dokonanej poprawce, z podaniem daty;
- w przypadku ostatecznej wersji publikacyjnej poprawia artykuł i dołącza do niego adnotację o dokonanej poprawce, z podaniem daty, a równocześnie opracowuje sprostowanie (jeżeli błędy są zawinione przez autora) lub erratę (jeżeli błędy powstały w trakcie przygotowania do publikacji) i publikuje na numerowanej stronie w najbliższym wydaniu „WS”.

Drobne usterki redakcyjne lub techniczne, które nie wpływają na znaczenie lub interpretację artykułu:

- w przypadku wersji Early View zawsze są korygowane; adnotacja o dokonanej poprawce nie jest dołączana;
- w przypadku ostatecznej wersji publikacyjnej zazwyczaj nie są, ale mogą być korygowane; adnotacja o dokonanej poprawce nie jest dołączana.

Redakcja powiadamia autorów o dokonaniu poprawek w opublikowanym artykule, a także archiwizuje wszystkie wersje artykułu.

Treści wykraczające poza pierwotny zakres artykułu, takie jak dodatkowe odniesienia lub aktualizacje oparte na informacjach niedostępnych w momencie publikacji artykułu, nie są dawane.

3.2.7. Wycofanie (retrakcja) opublikowanego artykułu

Jeżeli po opublikowaniu w artykule zostaje wykryty poważny błąd lub naruszenie (np. oszustwo, plagiat, naruszenie praw autorskich, powielona publikacja, nieujawniony konflikt interesów, wykorzystanie informacji poufnych niezgodnie z prawem), które unieważniają przedstawione w artykule ustalenia, to artykuł podlega retrakcji. Redakcja postępuje wtedy w następujący sposób:

- w najbliższym numerze „WS” publikowana jest notatka o wycofaniu artykułu podpisana przez autorów lub redaktora naczelnego, z podaniem daty i powodu wycofania artykułu oraz linkiem do oryginalnego artykułu;
- oryginalny artykuł pozostaje niezmienny, z wyjątkiem umieszczenia znaku wodnego na każdej stronie pliku PDF o treści „artykuł wycofany”.

3.2.8. Zastrzeżenia redakcji dotyczące opublikowanego artykułu

Jeżeli istnieją uzasadnione obawy co do rzetelności badania przedstawionego w opublikowanym artykule lub podejrzenia jakichkolwiek nieprawidłowości (dowody na niepoprawność badania przeprowadzonego przez autorów nie są rozstrzygające, ale charakter wątpliwości uzasadnia powiadomienie czytelników; istnieje uzasadniona obawa, że ustalenia są niewiarygodne lub że mogło dojść do nieprawidłowości), redakcja może opublikować notatkę z zastrzeżeniami, że do wyników przedstawionego w nim badania należy podchodzić z ostrożnością. Takie zastrzeżenia są publikowane jedynie w przypadku, gdy dochodzenie dotyczące artykułu nie przyniosło rezultatów. Redakcja może opublikować swoje zastrzeżenia również wtedy, gdy dochodzenie w sprawie wątpliwego artykułu jest w toku.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

3.3.1. Rzetelność i terminowość

Recenzenci przyjmują artykuł do zrecenzowania, jeśli posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę, a także gdy mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźniać publikacji.

3.3.2. Obiektywizm

Recenzenci uczestniczą w procesie opartym na modelu *double-blind peer review*, zgodnie z którym nie znają tożsamości autorów ani ich tożsamość nie jest znana autorom.

Recenzenci oceniają artykuł zgodnie z kryteriami zawartymi w karcie recenzji „WS”. Powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację. Są zobligowani do zachowania obiektywności i powstrzymania się od osobistej krytyki.

3.3.3. Wsparcie redakcji

Recenzenci wspierają redakcję w ocenie artykułów zgłoszonych do publikacji. Ich zadaniem jest wyrażenie opinii, czy artykuł:

- może być opublikowany w obecnej formie;
- może być opublikowany po uwzględnieniu zalecanych poprawek;
- wymaga znacznej modyfikacji i ponownej oceny recenzenta (w ponownej ocenie zapada ostateczna decyzja o dopuszczeniu do publikacji lub odrzuceniu);
- nie powinien zostać opublikowany.

3.3.4. Wsparcie autora

Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.

3.3.5. Użycie narzędzi sztucznej inteligencji

Niedopuszczalne jest korzystanie z narzędzi sztucznej inteligencji podczas sporządzania recenzji, z wyjątkiem narzędzi, które są używane do poprawy pisowni, gramatyki i ogólnej edycji.

3.3.6. Przeciwdziałanie nierzetelności naukowej

W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci informują o tym redakcję.

3.3.7. Konflikt interesów

Recenzenci są zobowiązani do zgłoszenia redakcji – zgodnie z ich stanem wiedzy – wszelkich potencjalnych konfliktów interesów odnoszących się do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących. Jeżeli uznają, że istnieje taki konflikt interesów, to powinni odstąpić od recenzowania artykułu.

3.3.8. Poufność

Recenzenci powinni traktować artykuły przesłane im do zrecenzowania jako poufne. Nie mogą ich udostępniać ani omawiać z osobami spoza redakcji, chyba że redakcja wyrazi na to zgodę. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

3.4.1. Ochrona własności intelektualnej

Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim. Od 2022 r. autorzy udzielają wydawcy – Głównemu Urzędowi Statystycznemu – licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0), która jest dostępna na stronie <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/legalcode.pl>. Szczegółowa informacja o prawach autorskich (copyright) jest podawana przy każdym artykule, zarówno w wersji elektronicznej, jak i drukowanej.

3.4.2. Otwarty dostęp

Wydawca udostępnia pełną treść artykułów w internecie w trybie otwartego dostępu, tj. bezpłatnie i bez technicznych ograniczeń. Użytkownicy mogą czytać, pobierać, kopiować, drukować i wykorzystywać do innych celów artykuły zamieszczone na stronie internetowej czasopiisma, zgodnie z zapisami:

- ustawy o otwartych danych i ponownym wykorzystywaniu informacji sektora publicznego w przypadku artykułów zgłoszonych do 31.12.2021 r.;
 - licencji Creative Commons w przypadku artykułów zgłoszonych po 31.12.2021 r.
- Inne sposoby wykorzystania treści artykułów „WS” wymagają zgody wydawcy.

3.4.3. Sprostowania, erraty i przeprosiny

Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania sprostowań, errat i przeprosin.

3.5. Odwołania i skargi

3.5.1. Odwołania

Autorzy mogą się odwołać od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W tym celu powinni skontaktować się z redaktorem naczelnym lub sekretarzem redakcji i przedstawić stosowną argumentację. Odwołania autorów są rozpatrywane przez redaktora naczelnego.

3.5.2. Skargi

Każdy uczestnik procesu publikacyjnego oraz czytelnicy mają prawo do złożenia skargi. Skargę należy przesłać do adres redakcji udostępniony w zakładce Kontakt.

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 recenzowanego:

1. Tytuł.
2. Dane autora: imię/imiona i nazwisko, afiliacja w języku polskim i angielskim, ORCID, e-mail. W przypadku 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 artykułu, 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 zwarte 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;
- *Bibliografia*, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma (zob. Przywoływanie źródeł w artykułach napisanych w języku polskim oraz Bibliografia załącznikowa w artykułach napisanych w języku polskim).

Wszystkie części powinny być opatrzone numerami.

8. Jeżeli podczas gromadzenia i analizy danych, pisania artykułu lub opracowywania elementów graficznych do niego autor korzystał z narzędzi sztucznej inteligencji, to powinien podać w tekście, jakich narzędzi i do czego użył.

W przypadku artykułu nierecenzowanego nie są wymagane streszczenie, słowa kluczowe ani kody JEL. Bibliografia załącznikowa jest opcjonalna.

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. Objasnienia 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 – wykrs.
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 jakiegokolwiek 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. Przywoływanie źródeł w artykułach napisanych w języku polskim

4.3.1. Ogólne zasady APA

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)
Niepełne dane bibliograficzne		
Brak ustalonego autorstwa	(<i>Skrócony tytuł...</i> , 2015)	<i>Pełny tytuł</i> (2015)
Brak roku wydania	(Iksiński, b.r.)	Iksiński (b.r.)
Inne przypadki		
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)
Praca tłumaczona, przedruk lub wydanie wznowione	(Adamski, 1857/2020)	Adamski (1857/2020)

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

4.3.2. Szczegółowe wewnętrzne zasady „WS”

4.3.2.1. Adresy portali internetowych, w tym baz danych Głównego Urzędu Statystycznego

Adresy portali internetowych, które są przywoływane w artykule jedynie w celach informacyjnych, należy umieszczać w przypisach dolnych.

W przypadku korzystania z danych pobranych z baz Głównego Urzędu Statystycznego prosimy o podanie w miejscu, w którym baza jest przywoływana po raz pierwszy, pełnej nazwy bazy i jej skrótu (jeśli istnieje), nazwy jej właściciela oraz adresu internetowego w przypisie

dolnym. W kolejnych przywołaniach, np. w źródle pod wykresem, należy posługiwać się już tylko pełną lub skróconą nazwą bazy.

Przykłady baz danych GUS	
pierwsze przywołanie	kolejne przywołania
Bank Danych Lokalnych (BDL) Głównego Urzędu Statystycznego + link podany w przypisie dolnym: https://bdl.stat.gov.pl	BDL
Baza Demografia Głównego Urzędu Statystycznego + link podany w przypisie dolnym: https://demografia.stat.gov.pl	Baza Demografia
Dziedziczne Bazy Wiedzy (DBW) Głównego Urzędu Statystycznego + link podany w przypisie dolnym: https://dbw.stat.gov.pl	DBW

4.3.2.2. Akty prawne

Jeśli autor powołuje się w pracy na akty prawne, powinien za pierwszym razem podać ich pełny oficjalny tytuł; przy kolejnych przywołaniach najczęściej wystarczy nazwa skrócona. W przypadku aktów prawnych zapisanych w innym alfabecie niż łaciński tytuł trzeba podać transkrypcji. (Informacje dotyczące miejsca publikacji aktu prawnego, takie jak numer dziennika urzędowego, należy podać tylko w opisie zamieszczonym w bibliografii załącznikowej).

Przykłady aktów prawnych	
pierwsze przywołanie	kolejne przywołania
Ustawa z dnia 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej (dalej: ustawa o statystyce publicznej)	ustawa o statystyce publicznej
Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 1260/2013 z dnia 20 listopada 2013 r. w sprawie statystyk europejskich w dziedzinie demografii (dalej: rozporządzenie nr 1260/2013)	rozporządzenie nr 1260/2013
Statistics Act	Statistics Act

4.4. Bibliografia załącznikowa w artykułach napisanych w języku polskim

4.4.1. Zasady ogólne

Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Opisy bibliograficzne powinny być sporządzone w alfabecie łacińskim.

Źródła należy uszeregować alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora, a w przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora – chronologicznie według roku publikacji. Prace bez znanego roku publikacji (oznaczone „b.r.”) występują przed pracami ze znanym rokiem publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora zostało opublikowanych w tym samym roku, należy podać je w kolejności alfabetycznej według tytułu i odpowiednio oznaczyć literami a, b, c itd.

Opis bibliograficzny materiałów dostępnych w internecie powinien zawierać link prowadzący do źródłowej strony internetowej lub link DOI. Nie należy podawać linków prowadzących do baz czasopism czy repozytoriów.

4.4.2. Przykłady opisów bibliograficznych

Typ źródła	Przykład opisu bibliograficznego
Artykuł w czasopiśmie	
W wersji: drukowanej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca.
elektronicznej, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://doi.org/xxx .
elektronicznej, 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 .
Opublikowany w trybie online first	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma</i> . Opublikowany w trybie online first. https://xxx .
Artykuł w gazecie codziennej	
W wersji: drukowanej	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). Tytuł artykułu. <i>Tytuł gazety</i> , strona lub strona początku–strona końca.
elektronicznej	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). Tytuł artykułu. <i>Tytuł gazety</i> . https://xxx . Nazwisko, X. (b.r.). Tytuł artykułu. <i>Tytuł gazety</i> . https://xxx . Tytuł artykułu. (rok, miesiąc i dzień). <i>Tytuł gazety</i> . https://xxx .
Książka	
W wersji: drukowanej	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo.
elektronicznej, z DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo. https://doi.org/xxx .
elektronicznej, 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: numer tomu. Tytuł tomu</i> . Wydawnictwo.
tom niezatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (numer tomu). Wydawnictwo.
Kolejne wydanie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (numer wydania). Wydawnictwo.
Pod redakcją (niezależnie od języka, w którym książka została wydana)	Nazwisko, X. (red.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo.
Przedruk lub wznowienie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Wydawnictwo. (Wydanie pierwotne rok).
W przekładzie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . (tłum. Y. Nazwisko). Wydawnictwo. (Wydanie pierwotne rok).

Typ źródła	Przykład opisu bibliograficznego
Rozdział i hasło słownikowe/encyklopedyczne	
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 .
Hasło ze słownika lub z encyklopedii w wersji: drukowanej	Nazwisko autora hasła, X. (rok). Hasło. W: Y. Nazwisko (red.), <i>Tytuł</i> . Wydawnictwo. Hasło. (rok). W: Y. Nazwisko (red.), <i>Tytuł</i> . Wydawnictwo.
elektronicznej	Hasło. (rok, dzień i miesiąc lub „b.r.”). W: <i>Tytuł</i> (np. <i>Wikipedia</i> lub <i>Słownik języka polskiego PWN</i>). https://xxx .
Raporty i szara literatura	
Autor: indywidualny	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Wydawnictwo. https://doi.org/xxx lub https://xxx .
instytucjonalny	Nazwa instytucji. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Wydawnictwo (tylko jeśli wydawcą jest inna instytucja niż instytucja autorska). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Working papers	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> (nazwa serii i numer). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Materiały z konferencji	
Opublikowane jako: druk zwarty	zob. przykład opisu książki lub rozdziału
druk ciągły	zob. przykład opisu artykułu w czasopiśmie
Niepublikowane (jedynie wygłoszone)	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł pracy</i> [typ wystąpienia, np. referat lub prezentacja]. Nazwa i miejsce (miasto, kraj) konferencji.
Rozprawa doktorska	
Niepublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [niepublikowana rozprawa doktorska]. Nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski.
Opublikowana, dostępna w internecie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [rozprawa doktorska, nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski]. https://xxx .
Maszynopis	
Niepublikowany / przygotowywany przez autora / zgłoszony do publikacji, ale jeszcze niezaakceptowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł</i> [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji].
Artykuł zaakceptowany do publikacji w czasopiśmie	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</i> . https://xxx .

Typ źródła	Przykład opisu bibliograficznego
Akt prawny^a	
Polski i UE	Pełny tytuł aktu prawnego wraz z numerem/pozycją w dzienniku urzędowym.
Inny	Pełny tytuł aktu prawnego w języku oryginalnym (w przypadku zapisu w innym alfabecie niż łaciński należy podać tylko transkrypcję) wraz z numerem/pozycją w dzienniku urzędowym. https://xxx .
Tekst na stronie internetowej (dostępny tylko online)	
Znana data publikacji, zawartość strony się nie zmienia (jest archiwizowana)	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> . https://xxx .
Nieznana data publikacji, zawartość strony się zmienia (nie jest archiwizowana)	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Tytuł</i> . Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .
Zbiór danych	
Dane opublikowane: znana data publikacji, zawartość zbioru się nie zmienia (jest archiwizowana)	Nazwisko, X. (rok). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. https://xxx .
nieznana data publikacji, zawartość zbioru się zmienia (nie jest archiwizowana)	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca (tylko jeśli wydawcą jest inna instytucja niż instytucja autorska / właściciel danych). Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .
Materiały audiowizualne	
Nagranie wideo	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> [wideo]. Nazwa kanału, na którym nagranie zostało udostępnione (np. YouTube). https://xxx .
Webinar	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> [webinar]. Nazwa instytucji. https://xxx .
Posty w serwisach społecznościowych	
Post na portalu X lub Instagramie	Nazwisko, X. lub nazwa instytucji [@nazwa użytkownika] (rok, dzień i miesiąc). <i>Treść – do 20 wyrazów</i> [post]. Nazwa serwisu społecznościowego (X lub Instagram). https://xxx .
Post na Facebooku	Nazwisko, X. lub nazwa instytucji (rok, dzień i miesiąc). <i>Treść – do 20 wyrazów</i> [post]. Facebook. https://xxx . Nazwa instytucji [nazwa użytkownika] (rok, dzień i miesiąc). <i>Treść – do 20 wyrazów</i> [post]. Facebook. https://xxx .

Źródło: opracowanie na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (wyd. 7). <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.

^a Wewnętrzne zasady „WS”.

STAŁE DZIAŁY „WS” – ZAKRES TEMATYCZNY PERMANENT SECTIONS OF WS – THEMATIC SCOPE

Tematy artykułów	Topics of the articles
Studia metodologiczne / Methodological studies	
<ul style="list-style-type: none"> • Oryginalne lub udoskonalone rozwiązania metodologiczne, które mogą znaleźć zastosowanie w analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości • Projektowanie badań statystycznych 	<ul style="list-style-type: none"> • Original or developed methodological solutions which can be applied to statistical analyses and serve to improve their quality • Planning statistical surveys
Statystyka w praktyce / Statistics in practice	
<ul style="list-style-type: none"> • Nowatorskie zastosowania narzędzi i modeli statystycznych oraz analiza i ocena statystyczna zjawisk społeczno-gospodarczych i innych, prowadzona w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej • Wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania i kontroli ujawniania danych oraz prezentacji i rozpowszechniania danych wynikowych 	<ul style="list-style-type: none"> • Innovative applications of statistical tools and models as well as statistical analysis and assessment of social, economic and other phenomena, performed mainly on data produced by official statistics • Application of IT tools to obtain and process statistical information, to calculate data and control the statistical disclosure, and to present and disseminate output data
Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze / Interdisciplinary studies. Research challenges	
<ul style="list-style-type: none"> • Wyzwania badawcze wynikające z rosnących potrzeb użytkowników danych statystycznych i wymagające stosowania rozwiązań z różnych dziedzin nauki • Problematyka wykraczająca poza konwencjonalne tematy związane ze statystyką • Wyniki badań prowadzonych w obrębie różnych dyscyplin z wykorzystaniem metod statystycznych 	<ul style="list-style-type: none"> • Research challenges resulting from growing needs of statistical data users and requiring the application of solutions from various fields of science • Problems beyond the conventional thematic scope related to statistics • Results of research carried out in the framework of several fields of science using statistical methods
Edukacja statystyczna / Statistical education	
<ul style="list-style-type: none"> • Metody i efekty nauczania statystyki na wszystkich poziomach edukacji • Popularyzacja myślenia statystycznego i rzetelnego posługiwania się informacjami statystycznymi 	<ul style="list-style-type: none"> • Methods and effects of statistical education at all levels of education • Popularisation of statistical thinking and of diligent use of statistical information
Spisy powszechnie – problemy i wyzwania / Issues and challenges in census taking	
<ul style="list-style-type: none"> • Rozwiązania metodologiczne i organizacyjne możliwe do zastosowania podczas przygotowywania i prowadzenia spisów • Praktyczne aspekty związane z gromadzeniem i udostępnianiem danych ze spisów, w tym dotyczące obciążenia odpowiedzi i ochrony tajemnicy statystycznej 	<ul style="list-style-type: none"> • Methodological and organisational solutions which may be implemented in the process of preparing and conducting censuses • Practical aspects of collecting and disseminating census data, including those related to response burden and the protection of statistical confidentiality
Z dziejów statystyki / From the history of statistics	
<ul style="list-style-type: none"> • Historia prowadzenia obserwacji statystycznych, w tym rozwój metodologii i narzędzi oraz instytucji statystycznych w Polsce i za granicą • Życie i osiągnięcia wybitnych statystyków 	<ul style="list-style-type: none"> • History of statistical observations, including the development of statistical methodologies, tools and institutions in Poland and abroad • Life and achievements of prominent statisticians
In memoriam	
<ul style="list-style-type: none"> • Nekrologi i artykuły wspomnieniowe o osobach zasłużonych dla statystyki 	<ul style="list-style-type: none"> • Obituaries and articles remembering important people in the world of statistics
Dyskusje. Recenzje. Informacje / Discussions. Reviews. Information	
<ul style="list-style-type: none"> • Dyskusje i polemiki • Sprawozdania z konferencji naukowych • Recenzje książek oraz zestawienia nowości wydawniczych GUS 	<ul style="list-style-type: none"> • Discussions and polemics • Reports from scientific conferences • Book reviews and compilations of Statistics Poland's new publications