

Cena 15,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

WRZESIEŃ / SEPTEMBER
ROCZNIK / VOLUME 69

2024 | 9

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

WRZESIEŃ / SEPTEMBER
ROCZNIK / VOLUME 69

2024 | 9 (760)

ZESPOŁ 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 (Szkoła 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 Waleśiak (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 Rojíček, 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-Luniewska, 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

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

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Główny Urząd Statystyczny
Language editing: Scientific Journals Division, 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



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound by:
Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, zws.stat.gov.pl

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

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



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	
Studia metodologiczne Methodological studies	
Piotr Sulewski	
Goodness-of-fit testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness and excess kurtosis	1
Testowanie normalności rozkładów alternatywnych z niezdefiniowanymi lub stałymi skośnością i ekscesem	
Statystyka w praktyce Statistics in practice	
Dorota Witkowska, Krzysztof Kompa, Bogna Kaźmierska-Józwiak	
Financial performance of Polish energy companies in the pre-COVID-19 pandemic decade	29
Efektywność finansowa polskich spółek energetycznych w dekadzie poprzedzającej pandemię COVID-19	
Iwona Laskowska	
Ekonomiczne determinanty popytu na ubezpieczenia na życie – ujęcie regionalne	44
Economic determinants of demand for life insurance – regional perspective	
Z dziejów statystyki From the history of statistics	
Józef Pociecha, Krzysztof Jajuga, Marek Walesiak	
Wkład ośrodków statystycznych w Krakowie i we Wrocławiu w rozwój metod klasyfikacji i analizy danych	61
Contribution of statistical centres in Kraków and Wrocław to the development of methods of data classification and analysis	
Dyskusje. Recenzje. Informacje Discussions. Reviews. Information	
Dorota Kierska	
53. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny	78
53rd Polish Nationwide Statistical Competition	
Joanna Sadowy	
Wydawnictwa GUS. Sierpień 2024	80
Publications of Statistics Poland. August 2024	
Dla autorów	82
For the authors	
Stałe działy „WS” – zakres tematyczny	95
Permanent sections of WS – thematic scope	

OD REDAKCJI

Wrześniowy numer „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” zawiera cztery artykuły naukowe. Pierwszy z nich jest poświęcony zagadnieniom metodologicznym, w dwóch kolejnych omówiono wyniki badań przeprowadzonych z użyciem metod statystycznych, a ostatni porusza temat z zakresu historii statystyki.

Dr hab. Piotr Sulewski, prof. UP, w pracy *Goodness-of-fit testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness and kurtosis* przedstawia wyniki testowania normalności rozkładów z niezdefiniowanymi lub stałymi skośnością i ekscysem. Autor tworzy rodzinę rozkładów o niezdefiniowanych lub stałych skośności i ekscysemie, które następnie dzieli na trzy grupy według kryterium symetrii i ekscysemu. Do porównania danej alternatywy z rozkładem normalnym używa odpowiedniej miary podobieństwa (MP), a finalnie stosuje symulację Monte Carlo. Uzyskane rezultaty pokazują, że moc rozpatrywanych testów dla analizowanych alternatyw i dla danej liczebności próby pozostaje na relatywnie niezmiennym poziomie pomimo równoczesnego znacznego obniżenia wartości MP. Wiele testów okazało się niezdolnych do uchwycenia różnic między rozkładami normalnym a alternatywnymi.

Artykuł *Financial performance of Polish energy companies in the pre-COVID-19 pandemic decade* prof. dr hab. Doroty Witkowskiej, dr. inż. Krzysztofa Kompy i dr hab. Bogny Kaźmierskiej-Jóźwiak, prof. UŁ, dotyczy efektywności finansowej publicznych spółek energetycznych (w badaniu reprezentowanych w większości przez spółki Skarbu Państwa lub spółki zależne Skarbu Państwa) w porównaniu z innymi przedsiębiorstwami niefinansowymi w dekadzie 2010–2019 – w warunkach wolnego rynku, w dość stabilnej sytuacji poprzedzającej pandemię COVID-19. Autorzy koncentrują się na dziesięciu spółkach energetycznych w Polsce notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nieprzerwanie w całym okresie badania i dla których można uzyskać kompletne dane finansowe z bazy Notoria Serwis. Kondycję finansową spółek w każdym rozpatrywanym roku mierzą za pomocą niestandardowej syntetycznej wektorowej miary efektywności finansowej, skonstruowanej przy użyciu 14 wskaźników finansowych opisujących: płynność, dźwignię finansową, wydajność, rentowność i wartości rynkowe. Stwierdzają, że spółki energetyczne w Polsce nie należą do grupy spółek najbardziej efektywnych finansowo pod względem zastosowanego miernika. Zauważają, że w analizowanym dziesięcioleciu wyniki finansowe dwóch spośród badanych firm stopniowo się poprawiały, a pozostałych – pogarszały.

Ekonomiczne determinanty popytu na ubezpieczenia na życie – ujęcie regionalne to temat pracy dr hab. Iwony Laskowskiej, prof. UŁ. Autorka identyfikuje czynniki ekonomiczne determinujące popyt na ubezpieczenia na życie na regionalnych rynkach ubezpieczeń w Polsce. W tym celu stosuje dynamiczne modele ekonometryczne dla danych panelowych (estymator GMM), w których popyt jest wyrażony składką przypisaną brutto per capita (gęstość ubezpieczeń na życie). Wykorzystuje dane na poziomie województw za lata 2017–2021 publikowane przez Główny Urząd Statystyczny i Komisję Nadzoru Finansowego. Z badania wynika, że na regionalnych rynkach ubezpieczeń popyt zależy od kondycji ekonomicznej przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Pobudzeniu popytu na ubezpieczenia na życie sprzyjają poprawa sytuacji gospodarczej regionu i wzrost dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych, natomiast negatywnie wpływa na

niego zła kondycja rynku pracy, wyrażona stopą bezrobocia. Autorka dostrzega także, że popyt na ubezpieczenia indywidualne silniej reaguje na zmiany dochodu rozporządzalnego i stopy bezrobocia, a popyt na ubezpieczenia grupowe – na zmiany sytuacji gospodarczej regionu.

W artykule *Wkład ośrodków statystycznych w Krakowie i we Wrocławiu w rozwój metod klasyfikacji i analizy danych* prof. dr hab. Józef Pociecha, prof. dr hab. Krzysztof Jajuga i prof. dr hab. Marek Walesiak omawiają udział polskich statystyków w tworzeniu podstaw teoretycznych i prowadzeniu badań empirycznych z zakresu taksonomii numerycznej oraz metod klasyfikacji i analizy danych, ze szczególnym uwzględnieniem dorobku profesorów Kazimierza Zająca i Zdzisława Hellwiga, jak również ich wychowanków i współpracowników. Zdaniem autorów przypomnienie osiągnięć tych uczonych jest ważne w sytuacji powszechnego cytowania głównie źródeł anglojęzycznych dotyczących klasyfikacji i analizy danych. Autorzy sięgają do korzeni współczesnych metod klasyfikacji i analizy danych oraz opisują naukowe osiągnięcia ośrodków krakowskiego i wrocławskiego, którego liderami byli profesorowie Zając i Hellwig. Podkreślają, że ich dzieło w znacznej mierze kontynuuje Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego, będąca promotorem rozwoju współczesnych metod statystycznych.

Ponadto w numerze znalazły się omówienie wyników 53. Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego opracowane przez Dorotę Kierską oraz prezentacja najnowszych publikacji GUS przygotowana przez Joannę Sadowy.

Życzymy miłej lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The September issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* features four scientific articles. The first one is devoted to methodological issues, two describe the results of research based on statistical methods and the last one relates to the history of statistics.

Piotr Sulewski, PhD, DSc, professor at the Pomeranian University in Słupsk, in his work entitled *Goodness-of-fit testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness and kurtosis* presents the results of his research on the above-mentioned subject. The author creates a family of distributions with undefined or constant skewness and excess kurtosis, which he then divides into three groups according to the criteria of symmetry and excess. He uses the appropriate similarity measure (SM) to compare a given alternative with a normal distribution, and later runs a Monte Carlo simulation. The obtained results show that the power of the considered tests for the analysed alternatives and for the given sample size remains relatively unchanged despite the simultaneous considerable reduction in the value of the SM. Many tests proved incapable of capturing differences between normal and alternative distributions.

The article *Financial performance of Polish energy companies in the pre-COVID-19 pandemic decade* by Dorota Witkowska, PhD, DSc, ProfTit, Krzysztof Kompa, BEng, PhD, and Bogna Kaźmierska-Jóźwiak, PhD, DSc, professor at the University of Lodz, focuses on the financial efficiency of public energy companies (in this research represented mainly by state-owned companies or their subsidiaries) compared to other non-financial companies in the 2010–2019 decade, operating under free market conditions, in a fairly stable, pre-COVID-19 situation. The authors concentrate on nine energy companies in Poland, listed continuously throughout the studied period on the Warsaw Stock Exchange, and for which complete financial data could be obtained from the Notoria Serwis database. The authors measure the financial condition of the companies in each of the considered years using a custom synthetic vector measure of financial

performance. The measure was constructed using 14 financial ratios describing: the liquidity, leverage, efficiency, profitability and market values. The authors conclude that, in terms of the measure used, energy companies in Poland are not among the most financially efficient entities. They note that the financial performance of two of the studied companies gradually improved during the analysed decade, while the others' deteriorated.

In her article *Economic determinants of demand for life insurance – regional perspective*, Iwona Laskowska, PhD, DSc, professor at the University of Lodz, identifies the economic factors determining the level of demand for life insurance on regional insurance markets. For this purpose, the author applies dynamic econometric models for panel data (GMM estimator), where the demand is expressed in gross written premiums *per capita* (life insurance density). The research was based on data at voivodship level for the period of 2017–2021, published by Statistics Poland and the Polish Financial Supervision Authority. The research shows that demand on the regional insurance markets depends on the economic condition of the enterprises and households. Demand for life insurance grows as the region's economic situation improves and household disposable income increases, whereas a poor condition on the labour market reflected in the unemployment rates has an adverse effect on it. The author also observes that the demand for individual insurance reacts more strongly to changes in disposable income and the unemployment rate, whereas demand for group insurance is more sensitive to changes in the region's economic situation.

The article *Contribution of statistical centres in Kraków and Wrocław to the development of methods of data classification and analysis* by Józef Pociecha, PhD, DSc, ProfTIt, Krzysztof Jajuga, PhD, DSc, ProfTIt, and Marek Walesiak, PhD, DSc, ProfTIt, describes the contribution of Polish statisticians to the establishment of the theoretical foundations and empirical research in the field of numeric taxonomy and methods of data classification and analysis. The authors pay tribute to the scientific achievements of Professor Kazimierz Zajac and Professor Zdzisław Hellwig, as well as their students and associates. The authors believe that recalling the achievements of these scholars is especially important as the commonly cited sources on data classification and analysis are mainly English-language. The authors discuss the foundations of modern methods of data classification and analysis and describe the scientific achievements of the Kraków and Wrocław scientific centres, whose leaders were Professors Zajac and Hellwig. The authors emphasise that their work is largely continued by the Data Classification and Analysis Section of the Polish Statistical Association, which promotes the development of modern statistical methods.

This issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* includes Dorota Kierska's discussion of the results of the 53rd Polish Nationwide Statistical Competition and the presentation of the latest publications of Statistics Poland, prepared by Joanna Sadowy.

We wish you pleasant reading.

Goodness-of-fit testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness and excess kurtosis

Piotr Sulewski^a

Abstract. The aim of the paper is to examine goodness-of-fit testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness and excess kurtosis. The first step involves collecting a set of normality-oriented goodness-of-fit tests (GoFTs) recommended for use in the source literature. The second step is to create a family of distributions with undefined or constant skewness and excess kurtosis. For greater clarity, the alternative distributions have been divided into three groups. Group I consisted of symmetric alternatives with undefined excess kurtosis, group II of symmetric alternatives with constant non-zero excess kurtosis, and group III comprised asymmetric alternatives with constants non-zero skewness and non-zero excess kurtosis. An appropriate similarity measure (SM) of a given alternative distribution to the normal distribution was applied. The third step involved a Monte Carlo simulation.

The obtained results indicate that the GoFT power for the analysed alternatives and for a given sample size remain relatively unchanged despite the significant decrease in SM. Several GoFTs proved incapable of capturing differences between normal distribution and the alternatives. This situation occurs even when SM equals 0.15. If SM equals 1, then the probability density functions (PDFs) are identical. The best tests for group I are the Gel-Miao-Gastwirth (SJ) and Robust Jarque-Bera (RJB) tests (positive excess kurtosis) as well as the Coin and Chen-Shapiro (CS) tests (negative excess kurtosis), for group II the SJ, 1st Hosking and RJB tests, while the Zhang-Wu (ZA) and CS tests are best for group III.

Keywords: normal distribution, goodness-of-fit testing, excess kurtosis modelling

JEL: C12, C13, C15

Testowanie normalności rozkładów alternatywnych z niezdefiniowanymi lub stałymi skośnością i ekscesem

Streszczenie. Celem artykułu jest przetestowanie normalności rozkładów z niezdefiniowanymi lub stałymi skośnością i ekscesem. Pierwszym krokiem do realizacji tego celu jest przygotowanie zbioru testów zgodności (TZ) dla normalności zalecanych w literaturze. Drugi krok polega na utworzeniu rodziny rozkładów o niezdefiniowanych lub stałych skośności i ekscesie. Dla większej przejrzystości rozkłady alternatywne podzielono na trzy grupy: do grupy I przypisano alternatywy symetryczne o niezdefiniowanym ekscesie, do grupy II – alternatywy symetryczne o stałym niezerowym ekscesie, do grupy III – alternatywy asymetryczne o stałych niezerowych skośności i ekscesie. Użyto odpowiedniej miary podobieństwa (MP) danej alternatywy do rozkładu normalnego. Trzeci krok to symulacja Monte Carlo.

^a Akademia Pomorska w Słupsku, Instytut Nauk Ścisłych i Technicznych, Polska / Pomeranian University in Słupsk, Institute of Exact and Technical Sciences, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0788-6567>. E-mail: piotr.sulewski@apsl.edu.pl.

Uzyskane wyniki pokazują, że moc TZ dla analizowanych alternatyw i dla danej liczebności próby pozostaje na relatywnie niezmiennym poziomie pomimo znacznego obniżenia wartości MP. Wiele TZ okazało się niezdolnych do uchwycenia różnic między rozkładami normalnym a alternatywnym, nawet gdy MP wynosi 0,15. Jeżeli MP wynosi 1, to przebiegi funkcji gęstości są identyczne. Najlepszymi testami są: dla grupy I – testy Gel-Miao-Gastwirtha (SJ) i robust Jarque’a-Bery (RJB; eksces dodatni) oraz testy Coina i Chen-Shapira (CS; eksces ujemny), dla grupy II – testy SJ, 1. test Hoskinga i RJB, a dla grupy III – testy Zhanga-Wu (ZA) i CS.

Słowa kluczowe: rozkład normalny, testy zgodności, modelowanie ekscesu

1. Introduction

One cannot disagree with the statement that the most common package of statistical inference procedures is applied to normal distribution parameters. However, before analysts use one of these procedures, they need to check whether the empirical data come from the general population in which normal distribution is ‘in force’. In other words, analysts are required to perform a goodness-of-fit test (GoFT) for normality.

Many GoFTs are discussed in the statistical literature. The most common normality test procedures available in statistical software are: the KS test (Kolmogorov, 1933; Smirnov, 1948), the LF test (Lilliefors, 1967), the CVM test (Cramér, 1928), the AD test (Anderson & Darling, 1952) and the SW test (Shapiro & Wilk, 1965). The PowerR package (Lafaye de Micheaux & Tran, 2016) from the R software is noteworthy in this case, as it provides a large set of generators of pseudo-random numbers that follow probability distributions used both frequently and sporadically. Moreover, the package offers many GoFTs for normality, uniformity and laplacity (see Section 4).

Recently, many articles have been devoted to GoFTs for normality. They include Kellner and Celisse (2019) and several others mentioned in Table 1 (see Section 2). Many of these papers define and compare GoFTs using a big family of alternatives. This family can be divided into four sets, depending on the support (see e.g. Uyanto, 2022). The family of alternatives can also be divided into three sets. These are symmetric distributions with undefined excess kurtosis $\bar{\gamma}_2$, symmetric distributions with $\bar{\gamma}_2 \neq 0$ and asymmetric distributions with constant skewness $\gamma_1 \neq 0$ and $\bar{\gamma}_2 \neq 0$.

The aim of the paper is to study GoFT testing for normality where alternative distributions have undefined or constant skewness γ_1 and excess kurtosis $\bar{\gamma}_2$.

This paper is also devoted to GoFTs for normality. Its purpose, however, is not to define a new test, but to calculate GoFT powers for various alternatives with undefined or constant γ_1 and $\bar{\gamma}_2$ (see Section 3.1). In the paper, the scale parameter of alternatives is non-constant and is the argument of the similarity measure (SM) of the alternative distribution to normal distribution (see formula (1)). The values of the scale parameter are chosen to obtain appropriate SM values, including the maximum SM value (see Section 4). If SM equals 1, then the normal distribution is a special case of the alternative distribution.

Will the GoFT power for a given alternative distribution and sample size change when SM is equal to 0.75, 0.50 and 0.25? Which tests are recommended, and which are not for the analysed alternatives?

To answer these questions, it is necessary to create a set of recently recommended GoFTs and groups of alternatives I–III with undefined or constant γ_1 and $\bar{\gamma}_2$, then define the SM of the alternative distribution to the normal distribution and compare the power of the recommended GoFTs for the analysed alternatives, sample size and SM values.

2. Goodness-of-fit tests for the Monte Carlo simulation

Hypothesis H_0 states: data come from normal distribution. Hypothesis H_1 obviously negates H_0 .

Table 1 presents the recently recommended and sorted by year GoFTs for normality ($n \leq 100$) when alternatives are symmetric and asymmetric, respectively. These GoFTs are used in the Monte Carlo simulations (see Section 4).

Table 1. GoFTs for normality recommended when alternatives are symmetric or asymmetric, $n \leq 100$

GoFT	Alternatives S – symmetric A – asymmetric	Recommended by
Anderson-Darling test (AD) (Anderson & Darling, 1952)	S	Wijekularathna et al. (2022), Yap and Sim (2011)
	A	Afeez et al. (2018), Khatun (2021), Yap and Sim (2011)
Shapiro-Wilk test (SW) (Shapiro & Wilk, 1965)	S	Desgagné et al. (2022), Mbah and Paothong (2015), Mishra et al. (2019), Nosakhare and Bright (2017), Wijekularathna et al. (2022), Yap and Sim (2011)
	A	Afeez et al. (2018), Bayoud (2021), Coin (2008), Hernandez (2021), Khatun (2021), Mishra et al. (2019), Romão et al. (2010), Wijekularathna et al. (2022), Yap and Sim (2011)
Kurtosis test (KT) (Shapiro et al., 1968)	S	Mishra et al. (2019)
	A	
D’Agostino skewness test (AS) (D’Agostino, 1971)	S	Mishra et al. (2019)
	A	
Shapiro-Francia test (SF) (Shapiro & Francia, 1972)	S	Nosakhare and Bright (2017)
	A	Khatun (2021), Nosakhare and Bright (2017)
D’Agostino-Pearson test (AP) (D’Agostino & Pearson, 1973)	S	Mishra et al. (2019), Wijekularathna et al. (2022), Yap and Sim (2011)
	A	Mishra et al. (2019)
Ryan-Joiner test (RJ) (Ryan & Joiner, 1976)	S	Wijekularathna et al.(2022)
	A	Nosakhare and Bright (2017)
T_{1n} test (T_{1n}) (LaRiccia, 1986)	S	.
	A	Torabi et al. (2016)
Jarque-Bera test (JB) (Jarque & Bera, 1987)	S	Afeez et al. (2018), Brys et al. (2008), Mbah and Paothong (2015), Yap and Sim (2011)
	A	Brys et al. (2008), Yazici and Yolacan (2007)
1st Hosking test (H1) (Hosking, 1990)	S	Arnastauskaitė et al. (2021)
	A	
1st Cabaña-Cabaña test (CC) (Cabaña & Cabaña, 1994)	S	.
	A	Uyanto (2022)

Table 1. GoFTs for normality recommended when alternatives are symmetric or asymmetric, $n \leq 100$ (cont.)

GoFT	Alternatives S – symmetric A – asymmetric	Recommended by
Chen-Shapiro test (CS) (Chen et al., 1995)	S	Desgagné et al. (2022), Romão et al. (2010)
	A	Romão et al. (2010)
Adjusted Jarque-Bera test (AJB) (Urzua, 1996)	S	Wijekularathna et al. (2022)
	A	Nosakhare and Bright (2017)
Bonett-Seier test (BS) (Bonett & Seier, 2002)	S	Romão et al. (2010)
	A	.
ZA Zhang-Wu test (ZA) (Zhang & Wu, 2005)	S	Uhm and Yi (2023)
	A	Romão et al. (2010), Sulewski (2019), Uhm and Yi (2023), Uyanto (2022)
ZC Zhang-Wu test (ZC) (Zhang & Wu, 2005)	S	Uhm and Yi (2023)
	A	Romão et al. (2010), Uhm and Yi (2023)
Gel-Miao-Gastwirth test (SJ) (Gel et al., 2007)	S	Romão et al. (2010), Sulewski (2019), Torabi et al. (2016), Uyanto (2022)
	A	.
β_3^2 Coin test (β_3^2) (Coin, 2008)	S	Coin (2008), Romão et al. (2010)
	A	Coin (2008)
Robust Jarque-Bera test (RJB) (Gel & Gastwirth, 2008)	S	Bayoud (2021), Sulewski (2019), Torabi et al. (2016), Uyanto (2022)
	A	.
H_n test (H_n) (Torabi et al., 2016)	S	.
	A	Torabi et al. (2016)
X_{APD} test (X_{APD}) (Desgagné & Lafaye de Micheaux, 2018)	S	Desgagné et al. (2022), Wijekularathna et al. (2022)
	A	Desgagné et al. (2022)
Z_{EPD} test (Z_{EPD}) (Desgagné & Lafaye de Micheaux, 2018)	S	Wijekularathna et al. (2022)
	A	.
B_v test (B_v) (Tavakoli et al., 2019)	S	.
	A	Tavakoli et al. (2019)
Delta test (δ) (Bayoud, 2021)	S	.
	A	Bayoud (2021)
Modified Lilliefors test ($LF_{\alpha, \beta}$) (Sulewski, 2021b)	S	Sulewski (2021b, 2022)
	A	.

Note. The GoFTs have been ordered chronologically. '.' means there was no recommendation for a given GoFT with the particular type of alternatives (symmetric or asymmetric).

Source: author's work based on a literature review.

3. Alternative distributions and similarity measure

3.1. Alternative distributions

We focus on unimodal, bimodal and multimodal distributions with undefined or constant skewness γ_1 and excess kurtosis $\bar{\gamma}_2$ supported on the whole real axis, on a bounded interval and on a semi-infinite interval. The family of alternatives consists of 24 distributions, the PDFs of which are shown in Tables 2–4. These are:

- group I – symmetric distributions with undefined $\bar{\gamma}_2$: Cauchy (C) and slash (SL);
- group II – symmetric distributions with constant $\bar{\gamma}_2 \neq 0$: arcsine (AS), bimodal Laplace (BL), bimodal Normal (BN), cosine (COS), hyperbolic secant (HS), inverted U-shaped parabolic (IUP), Laplace (L) or double exponential, logistic (LOG) or Tukey ($\lambda = 0$), raised cosine (RCOS), semicircle (SC), sine (SIN), triangular (TRI), uniform (U), U-shaped parabolic (UP) or U-quadratic and V-shaped (V);
- group III – asymmetric distributions with constants $\gamma_1 \neq 0, \bar{\gamma}_2 \neq 0$: exponential (EXP), Gumbel (GU), half-logistic (HL), half-Normal (HN), log-Weibull (LW) or extreme-value, Maxwell (MX) and Rayleigh (RY).

The family of alternatives consists of: 18 unimodal distributions, 2 bimodal (BL, BN), 3 anti-modal (AS, UP, V) and one multimodal (U) distributions; 5 distributions supported on $[0, \infty)$ (EXP, HL, HN, MX, RY), 10 distributions supported on a finite interval (AS, COS, IUP, RCOS, SC, SIN, TRI, U, UP, V), and 9 distributions supported on an infinite interval (BL, BN, C, GU, HS, L, LOG, LW, SL).

Table 2. Symmetric alternatives supported on R with undefined $\bar{\gamma}_2 = 0$, zero-position parameter and scale parameter $a > 0$, forming group I

Distribution	PDF
C	$f_C(x; a) = \frac{a}{\pi(a^2 + x^2)}$
SL	$f_{SL}(x) = \begin{cases} ((\varphi(0; 0, 1) - \varphi(x; 0, 1))x^{-2} & x \neq 0 \\ (2\sqrt{2\pi})^{-1} & x = 0 \end{cases}$

Source: author’s work based on a literature review.

Table 3. Symmetric distributions with constant $\bar{\gamma}_2 \neq 0$, zero-position parameter and scale parameter $a > 0$, forming group II

Distribution	PDF	Support	$\bar{\gamma}_2$
AS	$f_{AS}(x; a) = (\pi\sqrt{a^2 - x^2})^{-1} \quad (a > 0)$	$[-a, a]$	-1.5
BL	$f_{BL}(x; a) = \frac{ x }{2a^2} \exp\left(-\frac{ x }{a}\right)$	R	$\frac{1}{3}$
BN	$f_{BN}(x; a) = \frac{2x^2}{a^3\sqrt{\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{a^2}\right)$	R	$-\frac{4}{3}$
COS	$f_{COS}(x; a) = \frac{1}{2a} \cos\left(\frac{x}{a}\right)$	$\left[-\frac{a\pi}{2}, \frac{a\pi}{2}\right]$	$\frac{2(96 - \pi^4)}{(\pi^2 - 8)^2}$
HS	$f_{HS}(x; a) = \frac{1}{a\pi} \operatorname{sech}\left(\frac{x}{a}\right)$	R	2
IUP	$f_{IUP}(x; a) = \frac{3(a^2 - x^2)}{4a^3}$	$[-a, a]$	$-\frac{6}{7}$
L	$f_L(x; a) = \frac{1}{2a} \exp\left(-\frac{ x }{a}\right)$	R	3
LOG	$f_{LOG}(x; a) = \frac{1}{4a} \operatorname{sech}^2\left(\frac{x}{2a}\right)$	R	1.2

Table 3. Symmetric distributions with constant $\bar{\gamma}_2 \neq 0$, zero-position parameter and scale parameter $a > 0$, forming group II (cont.)

Distribution	PDF	Support	$\bar{\gamma}_2$
RCOS	$f_{RCOS}(x; a) = \frac{1}{2a} \left[1 + \cos\left(\frac{\pi x}{a}\right) \right]$	$[-a, a]$	$\frac{6(96 - \pi^4)}{5(\pi^2 - 6)^2}$
SC	$f_{SC}(x; a) = \frac{2\sqrt{a^2 - x^2}}{\pi a^2}$	$[-a, a]$	-1
SIN	$f_{SIN}(x; a) = \frac{\pi}{2a} \sin\left(\pi \frac{2x + a}{2a}\right)$	$\left[-\frac{a}{2}, \frac{a}{2}\right]$	$\frac{2(96 - \pi^4)}{(\pi^2 - 8)^2}$
TRI	$f_{TRI}(x; a) = \frac{a - x }{a^2}$	$[-a, a]$	-0.6
U	$f_U(x; a) = (2a)^{-1}$	$[-a, a]$	-1.2
UP	$f_{UP}(x; a) = \frac{3x^2}{2a^3}$	$[-a, a]$	$-\frac{38}{21}$
V	$f_V(x; a) = \begin{cases} -xa^{-2} & -a \leq x \leq 0 \\ xa^{-2} & 0 < x \leq a \end{cases}$	$[-a, a]$	$-\frac{5}{3}$

Source: author's work based on a literature review.

Table 4. Asymmetric distributions with constants $\gamma_1 \neq 0, \bar{\gamma}_2 \neq 0$ and scale parameter $a > 0$, forming group III

Distribution	PDF	Support	γ_1	$\bar{\gamma}_2$
EXP	$f_{EXP}(x; a) = \frac{1}{a} \exp\left(-\frac{x}{a}\right)$	$[0, \infty)$	2	6
GU	$f_{GU}(x; a) = \frac{1}{a} \exp\left[-\exp\left(-\frac{x}{a}\right) - \frac{x}{a}\right]^*$	R	1.140*	2.4
HL	$f_{HL}(x; a) = \frac{1}{2a} \operatorname{sech}^2\left(\frac{x}{2a}\right)$	$[0, \infty)$	1.540*	3.584*
HN	$f_{HN}(x; a) = \frac{\sqrt{2}}{a\sqrt{\pi}} \exp\left(\frac{-x^2}{2a^2}\right)$	$[0, \infty)$	$\frac{\sqrt{2}(4 - \pi)}{(\pi - 2)^{1.5}}$	$\frac{8(\pi - 3)}{(\pi - 2)^2}$
LW	$f_{LW}(x; a) = \frac{1}{a} \exp\left[\frac{x}{a} - \exp\left(\frac{x}{a}\right)\right]**$	R	-1.140*	2.4
MX	$f_{MX}(x; a) = \frac{x^2\sqrt{2}}{a^3\sqrt{\pi}} \exp\left(\frac{-x^2}{2a^2}\right)$	$[0, \infty)$	$\frac{2\sqrt{2}(16 - 5\pi)}{(3\pi - 8)^{1.5}}$	$\frac{-4(3\pi^2 - 40\pi + 96)}{(3\pi - 8)^2}$
RY	$f_{RY}(x; a) = \frac{x}{a^2} \exp\left(\frac{-x^2}{2a^2}\right)$	$[0, \infty)$	$\frac{2\sqrt{\pi}(\pi - 3)}{(4 - \pi)^{1.5}}$	$\frac{-2(3\pi^2 - 12\pi + 8)}{(4 - \pi)^2}$

Note. *denotes approximate value, ** denotes $f_{LW}(-x; a) = f_{GU}(x; a)$.

Source: author's work based on a literature review.

3.2. Similarity measure

Let $f(x; a)$ be a PDF of the alternative distribution with scale parameter a . The SM of alternative distribution f to the normal distribution is defined as (Sulewski, 2022)

$$M(a; \mu, \sigma) = \int_{-\infty}^{\infty} \min[f(x; a), \phi(x; \mu, \sigma)] dx,$$

where $\phi(x; \mu, \sigma)$ is the PDF of the normal distribution, $M(a; \mu, \sigma)$ takes the value of $[0, 1]$, $M(a; \mu, \sigma) = 1$ when the PDFs are identical.

More details on distance and SM can be found in Sulewski (2021a).

The Figure in the Appendix shows the PDF of the normal distribution and the alternatives applied in the Monte Carlo simulation. The values of the SM are provided in the respective keys to the Figure. If a increases (decreases) for AS, BL, BN, C, COS, EXP, HN, IUP, L, LOG, RY (GU, HL, HS, LW, MX, RCOS, SC, SIN, SL, TRI, U, UP, V), then the SM decreases.

4. Monte Carlo simulations

The values of scale parameter a of the alternatives were selected to obtain appropriate SM values, including the maximum M value.

For a given alternative distribution, 20 (symmetric alternatives) or 21 (asymmetric alternatives) large-scale experiments were performed, each dedicated to one of the GoFTs. Each experiment involved generating 10^4 samples of sizes $n = 25$ or $n = 50$. The samples followed the alternative distribution. Each sample was tested for normality at the $\alpha = 0.05$ significance level.

All calculations were performed in the R software using the functions presented in Table 6. A research tool facilitating the Monte-Carlo-power-simulation studies for GoFTs in R, called the PowerR package (Lafaye de Micheaux & Tran, 2016), is very helpful in the process – function ‘statcompute()’ calculates the test statistic value and the p -value for the GoFT described by the ‘stat.index’ argument, the sample described by the ‘data’ argument, and the significance level described by the ‘level’ argument. For example, the function for the ZA test reads: statcompute(stat.index = 4, data = sample, significance level = 0.05). For more information, see Table 5.

Table 5. The functions of the used GoFTs

GoFT	R codes	GoFT	R codes
AD	ad.test	BS	bonett.test
SW	shapiro.test	ZA	statcompute(stat.index = 4...)
KT	kurtosis.norm.test	ZC	statcompute(stat.index = 3...)
AS	agostino.test	SJ	sj.test
SF	sf.test	β_3^2	statcompute(stat.index = 30...)
AP	dagoTest	RJB	rjb.test
RJ	own function, see Appendix	H_n	own function, see Appendix
T_{1n}	own function, see Appendix	X_{APD}	statcompute(stat.index = 36...)
JB	jarque.test	Z_{EPD}	statcompute(stat.index = 37...)
H1	statcompute(stat.index = 10...)	B_v	own function, see Appendix
CC	statcompute(stat.index = 19...)	δ	own function, see Appendix
CS	statcompute(stat.index = 26...)	$LF_{\alpha, \beta}$	own function, see Appendix
AJB	ajb.norm.test		

Source: author’s work based on a literature review.

Table 6 shows the critical values (cv) calculated as 10^6 ordered statistics values and type I error levels for the GoFTs not implemented in the R software when sample sizes $n = 25$ or $n = 50$ and significance level $\alpha = 0.05$.

Table 6. Critical values and type I error levels for GoFTs, $\alpha = 0.05$

GoFT	$n = 25$		$n = 50$	
	cv	type I error	cv	type I error
RJ	0.9932	0.051	0.9957	0.053
T_{1n}	4.0234	0.051	3.9328	0.050
δ	0.1102	0.049	0.0788	0.050
$LF_{0,0}$	0.1494	0.050	0.1132	0.050
$LF_{0,1}$	0.1614	0.048	0.1176	0.050
$LF_{1,0}$	0.1614	0.050	0.1176	0.049
$LF_{1,1}$	0.1588	0.049	0.1167	0.049
H_n	0.0006	0.058	0.0003	0.054
B_v	0.1175	0.049	0.1017	0.050

Source: author's work.

5. Symmetric distributions with undefined excess kurtosis

Table 7 shows GoFT powers for group I of alternatives. The top three GoFTs by average power are marked in bold.

Table 7. GoFT powers for group I of alternatives

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$C(\alpha), \bar{y}_2 - \text{undefined}$								
α	0.732	0.996	2.257	5.998	0.732	0.996	2.257	5.998
$M(\alpha; 0, 1)$	0.810	0.750	0.500	0.250	0.810	0.750	0.500	0.250
AD	0.937	0.934	0.937	0.932	0.997	0.997	0.997	0.998
SW	0.925	0.925	0.925	0.924	0.996	0.997	0.996	0.997
KT	0.922	0.921	0.922	0.923	0.996	0.996	0.995	0.997
AS	0.816	0.817	0.816	0.817	0.909	0.905	0.904	0.909
SF	0.941	0.940	0.941	0.940	0.997	0.998	0.997	0.998
AP	0.905	0.905	0.905	0.904	0.992	0.992	0.993	0.992
RJ	0.939	0.939	0.939	0.939	0.997	0.998	0.997	0.998
JB	0.918	0.918	0.918	0.918	0.995	0.996	0.995	0.996
H1	0.947	0.948	0.947	0.949	0.998	0.999	0.998	0.999
CS	0.920	0.917	0.920	0.918	0.995	0.995	0.995	0.996
AJB	0.925	0.925	0.925	0.926	0.995	0.996	0.995	0.996
BS	0.932	0.929	0.932	0.931	0.998	0.998	0.997	0.999
ZA	0.918	0.918	0.918	0.917	0.994	0.994	0.994	0.995
ZC	0.906	0.906	0.906	0.905	0.992	0.994	0.993	0.994
SJ	0.958	0.958	0.958	0.960	0.999	0.999	0.999	0.999
β_3^2	0.928	0.928	0.928	0.931	0.997	0.998	0.996	0.998
RJB	0.947	0.948	0.947	0.948	0.997	0.998	0.998	0.999
X_{APD}	0.939	0.941	0.939	0.940	0.997	0.998	0.997	0.999
Z_{EPD}	0.929	0.930	0.929	0.930	0.997	0.998	0.997	0.998
$LF_{1,1}$	0.920	0.921	0.920	0.917	0.994	0.994	0.995	0.995

Table 7. GoFT powers for group I of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$SL, \bar{y}_2 - \text{undefined}$								
b	2.063	1.372	0.670	0.262	2.063	1.372	0.670	0.262
$M(; 0, b)$	0.848	0.750	0.500	0.250	0.848	0.750	0.500	0.250
AD	0.901	0.910	0.910	0.907	0.993	0.992	0.992	0.993
SW	0.895	0.905	0.905	0.903	0.993	0.991	0.990	0.993
KT	0.902	0.908	0.908	0.909	0.995	0.993	0.993	0.994
AS	0.802	0.810	0.810	0.809	0.903	0.900	0.903	0.912
SF	0.917	0.924	0.924	0.922	0.995	0.994	0.993	0.995
AP	0.886	0.894	0.894	0.892	0.990	0.986	0.986	0.988
RJ	0.914	0.922	0.922	0.921	0.995	0.994	0.993	0.994
JB	0.900	0.907	0.907	0.908	0.993	0.991	0.990	0.992
H1	0.920	0.926	0.926	0.922	0.996	0.995	0.994	0.996
CS	0.889	0.900	0.900	0.899	0.992	0.989	0.989	0.991
AJB	0.907	0.914	0.914	0.914	0.994	0.992	0.992	0.993
BS	0.901	0.904	0.904	0.905	0.996	0.995	0.994	0.995
ZA	0.890	0.900	0.900	0.900	0.991	0.989	0.988	0.990
ZC	0.881	0.890	0.890	0.888	0.990	0.986	0.986	0.988
SJ	0.933	0.938	0.938	0.934	0.998	0.997	0.996	0.997
β_3^2	0.903	0.907	0.907	0.907	0.996	0.994	0.994	0.995
RJB	0.926	0.931	0.931	0.930	0.996	0.995	0.994	0.996
X_{APD}	0.916	0.922	0.922	0.921	0.996	0.995	0.994	0.996
Z_{EPD}	0.903	0.909	0.909	0.909	0.996	0.994	0.994	0.996
$LF_{1,1}$	0.879	0.889	0.889	0.885	0.989	0.987	0.987	0.989

Source: author's work.

6. Symmetric distributions with constant non-zero excess kurtosis

Table 8 shows GoFT powers for group II of alternatives. The top three GoFTs by average power are marked in bold.

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$AS(a), \bar{y}_2 = -1.5$								
a	1.317	1.954	2.708	6.333	1.317	1.954	2.708	6.333
$M(a; 0, 1)$	0.651	0.600	0.500	0.250	0.651	0.600	0.500	0.250
AD	0.762	0.760	0.755	0.760	0.991	0.990	0.992	0.991
SW	0.869	0.865	0.863	0.865	0.999	0.999	0.999	0.999
KT	0.713	0.709	0.714	0.707	0.980	0.979	0.978	0.976
AS	0.010	0.010	0.010	0.012	0.005	0.006	0.006	0.006
SF	0.667	0.669	0.665	0.667	0.994	0.990	0.992	0.993
AP	0.699	0.697	0.693	0.690	0.995	0.994	0.994	0.993
RJ	0.650	0.652	0.647	0.647	0.992	0.989	0.991	0.992
JB	0.005	0.005	0.005	0.006	0.374	0.380	0.378	0.370
H1	0.842	0.841	0.840	0.844	0.997	0.997	0.996	0.996
CS	0.892	0.888	0.888	0.890	1.000	0.999	1.000	0.999
AJB	0.002	0.003	0.001	0.002	0.103	0.104	0.100	0.106
BS	0.662	0.656	0.653	0.648	0.958	0.957	0.955	0.955
ZA	0.857	0.852	0.848	0.849	1.000	1.000	1.000	0.999
ZC	0.909	0.904	0.905	0.905	1.000	1.000	1.000	1.000

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
	$AS(a), \bar{y}_2 = -1.5$ (cont.)							
SJ	0.002	0.002	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
β_3^2	0.909	0.904	0.911	0.904	1.000	0.999	1.000	1.000
RJB	0.003	0.003	0.003	0.003	0.000	0.001	0.000	0.000
X_{APD}	0.731	0.732	0.728	0.727	0.983	0.984	0.982	0.983
Z_{EPD}	0.779	0.780	0.780	0.775	0.990	0.989	0.987	0.987
$LF_{0,0}$	0.512	0.505	0.508	0.508	0.856	0.859	0.853	0.852
	$BL(a), \bar{y}_2 = 1/3$							
a	0.437	0.678	1.163	2.357	0.437	0.678	1.163	2.357
$M(a; 0, 1)$	0.912	0.750	0.500	0.250	0.912	0.750	0.500	0.250
AD	0.095	0.096	0.093	0.095	0.132	0.129	0.134	0.134
SW	0.097	0.097	0.094	0.100	0.134	0.129	0.138	0.132
KT	0.094	0.090	0.091	0.088	0.115	0.121	0.125	0.114
AS	0.084	0.085	0.085	0.086	0.105	0.108	0.114	0.104
SF	0.098	0.098	0.096	0.100	0.143	0.140	0.149	0.140
AP	0.093	0.094	0.091	0.090	0.117	0.122	0.126	0.116
RJ	0.092	0.093	0.092	0.094	0.138	0.134	0.142	0.134
JB	0.087	0.087	0.086	0.086	0.115	0.116	0.123	0.111
H1	0.079	0.074	0.075	0.078	0.082	0.080	0.081	0.080
CS	0.100	0.101	0.097	0.102	0.131	0.127	0.140	0.131
AJB	0.086	0.086	0.085	0.086	0.116	0.116	0.125	0.112
BS	0.087	0.081	0.088	0.088	0.111	0.121	0.113	0.115
ZA	0.097	0.097	0.096	0.101	0.123	0.123	0.131	0.121
ZC	0.099	0.098	0.096	0.099	0.129	0.127	0.134	0.127
SJ	0.049	0.048	0.052	0.049	0.041	0.041	0.037	0.036
β_3^2	0.069	0.069	0.069	0.069	0.080	0.082	0.082	0.083
RJB	0.074	0.073	0.071	0.072	0.087	0.089	0.093	0.085
X_{APD}	0.093	0.089	0.089	0.091	0.110	0.112	0.114	0.109
Z_{EPD}	0.097	0.092	0.096	0.093	0.108	0.115	0.106	0.109
$LF_{1,1}$	0.091	0.093	0.095	0.096	0.147	0.147	0.148	0.150
	$BN(a), \bar{y}_2 = -4/3$							
a	0.819	1.187	1.462	2.593	0.819	1.187	1.462	2.593
$M(a; 0, 1)$	0.699	0.600	0.500	0.250	0.699	0.600	0.500	0.250
AD	0.832	0.832	0.834	0.826	0.998	0.997	0.997	0.998
SW	0.721	0.721	0.723	0.710	0.984	0.983	0.983	0.985
KT	0.579	0.579	0.566	0.567	0.897	0.891	0.889	0.891
AS	0.015	0.015	0.015	0.016	0.008	0.010	0.010	0.010
SF	0.538	0.538	0.540	0.528	0.952	0.951	0.954	0.957
AP	0.552	0.552	0.539	0.539	0.941	0.937	0.937	0.936
RJ	0.516	0.516	0.518	0.506	0.946	0.947	0.949	0.952
JB	0.006	0.006	0.007	0.007	0.126	0.128	0.132	0.134
H1	0.639	0.639	0.633	0.618	0.974	0.975	0.975	0.976
CS	0.757	0.757	0.760	0.749	0.987	0.987	0.988	0.990
AJB	0.003	0.003	0.003	0.003	0.023	0.025	0.023	0.021
BS	0.825	0.825	0.816	0.818	0.986	0.986	0.983	0.988
ZA	0.502	0.502	0.504	0.492	0.903	0.903	0.907	0.906
ZC	0.650	0.650	0.647	0.639	0.945	0.948	0.948	0.947
SJ	0.007	0.007	0.008	0.009	0.001	0.001	0.001	0.001
β_3^2	0.524	0.524	0.519	0.514	0.884	0.885	0.886	0.881
RJB	0.007	0.007	0.007	0.008	0.002	0.002	0.001	0.002
X_{APD}	0.827	0.827	0.828	0.826	0.994	0.994	0.993	0.994
Z_{EPD}	0.809	0.809	0.803	0.804	0.984	0.985	0.983	0.985
$LF_{0,0}$	0.775	0.775	0.773	0.761	0.990	0.988	0.988	0.989

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$COS(a), \bar{\gamma}_2 = -0.806$								
a	1.298	2.192	3.988	9.705	1.298	2.192	3.988	9.705
$M(a; 0, 1)$	0.937	0.750	0.500	0.250	0.937	0.750	0.500	0.250
AD	0.059	0.058	0.059	0.058	0.106	0.111	0.111	0.111
SW	0.054	0.052	0.053	0.052	0.114	0.123	0.119	0.124
KT	0.056	0.051	0.057	0.054	0.132	0.133	0.133	0.131
AS	0.005	0.006	0.007	0.007	0.003	0.003	0.003	0.004
SF	0.022	0.024	0.023	0.023	0.041	0.042	0.043	0.044
AP	0.041	0.036	0.041	0.037	0.164	0.166	0.170	0.166
RJ	0.019	0.021	0.020	0.021	0.037	0.038	0.040	0.041
JB	0.003	0.004	0.003	0.003	0.001	0.001	0.001	0.002
H1	0.053	0.050	0.055	0.054	0.135	0.137	0.139	0.138
CS	0.063	0.063	0.064	0.062	0.144	0.153	0.154	0.156
AJB	0.002	0.003	0.002	0.002	0.001	0.000	0.000	0.001
BS	0.086	0.083	0.089	0.085	0.176	0.178	0.189	0.184
ZA	0.037	0.036	0.037	0.037	0.106	0.109	0.110	0.114
ZC	0.054	0.053	0.055	0.053	0.130	0.132	0.132	0.138
SJ	0.005	0.005	0.006	0.006	0.001	0.001	0.002	0.001
β_3^2	0.088	0.082	0.087	0.089	0.249	0.241	0.251	0.250
RJB	0.003	0.003	0.004	0.003	0.001	0.001	0.000	0.001
X_{APD}	0.057	0.055	0.059	0.055	0.128	0.132	0.135	0.130
Z_{EPD}	0.118	0.108	0.121	0.116	0.249	0.249	0.257	0.258
$LF_{0,0}$	0.065	0.065	0.066	0.062	0.082	0.088	0.088	0.093
$HS(a), \bar{\gamma}_2 = 2$								
a	0.757	0.419	0.213	0.079	0.757	0.419	0.213	0.079
$M(a; 0, 1)$	0.944	0.750	0.500	0.250	0.944	0.750	0.500	0.250
AD	0.188	0.185	0.182	0.182	0.289	0.293	0.283	0.291
SW	0.201	0.200	0.197	0.196	0.318	0.325	0.317	0.323
KT	0.243	0.243	0.243	0.242	0.402	0.408	0.404	0.412
AS	0.209	0.211	0.210	0.206	0.266	0.268	0.272	0.271
SF	0.248	0.247	0.241	0.244	0.388	0.394	0.386	0.389
AP	0.227	0.236	0.229	0.228	0.336	0.343	0.340	0.342
RJ	0.239	0.240	0.233	0.235	0.379	0.384	0.376	0.380
JB	0.246	0.254	0.248	0.249	0.388	0.395	0.388	0.395
H1	0.228	0.227	0.222	0.225	0.347	0.351	0.348	0.357
CS	0.191	0.192	0.187	0.186	0.289	0.297	0.287	0.294
AJB	0.256	0.262	0.256	0.255	0.400	0.408	0.401	0.408
BS	0.203	0.198	0.193	0.197	0.356	0.354	0.355	0.357
ZA	0.205	0.207	0.197	0.196	0.283	0.287	0.281	0.289
ZC	0.202	0.204	0.197	0.196	0.301	0.305	0.303	0.309
SJ	0.272	0.271	0.267	0.271	0.445	0.443	0.440	0.447
β_3^2	0.229	0.222	0.225	0.226	0.382	0.388	0.382	0.388
RJB	0.272	0.274	0.272	0.270	0.429	0.438	0.434	0.438
X_{APD}	0.235	0.238	0.231	0.232	0.381	0.389	0.384	0.389
Z_{EPD}	0.210	0.210	0.205	0.205	0.370	0.377	0.370	0.373
$LF_{1,1}$	0.165	0.162	0.153	0.155	0.228	0.226	0.233	0.232
$IUP(a), \bar{\gamma}_2 = -0.857$								
a	1.966	3.304	5.999	14.567	1.966	3.304	5.999	14.567
$M(a; 0, 1)$	0.927	0.75	0.500	0.250	0.927	0.750	0.500	0.250
AD	0.068	0.072	0.065	0.067	0.136	0.130	0.132	0.132
SW	0.066	0.071	0.061	0.063	0.155	0.152	0.154	0.149
KT	0.070	0.071	0.068	0.067	0.170	0.171	0.170	0.171
AS	0.006	0.006	0.005	0.007	0.002	0.002	0.002	0.003

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$IUP(a), \bar{y}_2 = -0.857$ (cont.)								
SF	0.025	0.026	0.023	0.026	0.056	0.053	0.051	0.057
AP	0.050	0.051	0.049	0.048	0.211	0.210	0.213	0.214
RJ	0.022	0.023	0.021	0.024	0.051	0.049	0.046	0.052
JB	0.002	0.002	0.003	0.003	0.000	0.000	0.001	0.001
H1	0.063	0.067	0.062	0.064	0.175	0.168	0.173	0.169
CS	0.078	0.084	0.074	0.076	0.195	0.195	0.194	0.191
AJB	0.001	0.002	0.002	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
BS	0.102	0.104	0.100	0.101	0.219	0.215	0.220	0.207
ZA	0.043	0.045	0.042	0.042	0.144	0.144	0.141	0.140
ZC	0.064	0.071	0.063	0.064	0.178	0.176	0.172	0.177
SJ	0.003	0.004	0.004	0.005	0.001	0.001	0.001	0.001
β_3^2	0.107	0.108	0.103	0.101	0.309	0.308	0.305	0.316
RJB	0.002	0.002	0.002	0.003	0.000	0.000	0.001	0.000
X_{APD}	0.069	0.073	0.069	0.068	0.169	0.165	0.167	0.162
Z_{EPD}	0.138	0.137	0.138	0.132	0.308	0.301	0.304	0.300
$LF_{0,0}$	0.072	0.073	0.069	0.073	0.103	0.099	0.102	0.099
$L(a), \bar{y}_2 = 3$								
a	0.938	1.564	3.209	8.707	0.938	1.564	3.209	8.707
$M(a; 0, 1)$	0.888	0.75	0.5	0.25	0.888	0.750	0.500	0.250
AD	0.323	0.324	0.326	0.323	0.546	0.549	0.541	0.544
SW	0.309	0.312	0.316	0.313	0.517	0.518	0.517	0.515
KT	0.351	0.357	0.354	0.355	0.584	0.589	0.575	0.587
AS	0.283	0.284	0.290	0.284	0.353	0.350	0.349	0.347
SF	0.373	0.378	0.382	0.379	0.596	0.600	0.592	0.596
AP	0.321	0.327	0.328	0.328	0.483	0.484	0.485	0.485
RJ	0.365	0.368	0.371	0.370	0.587	0.590	0.582	0.587
JB	0.347	0.354	0.359	0.356	0.548	0.554	0.548	0.548
H1	0.383	0.385	0.389	0.386	0.616	0.620	0.605	0.614
CS	0.293	0.292	0.298	0.297	0.482	0.481	0.480	0.476
AJB	0.362	0.368	0.370	0.368	0.567	0.572	0.565	0.568
BS	0.355	0.357	0.349	0.355	0.637	0.647	0.624	0.634
ZA	0.296	0.300	0.305	0.303	0.449	0.449	0.449	0.446
ZC	0.287	0.287	0.293	0.290	0.454	0.454	0.454	0.449
SJ	0.459	0.456	0.456	0.458	0.730	0.739	0.721	0.729
β_3^2	0.363	0.360	0.359	0.366	0.605	0.615	0.590	0.607
RJB	0.415	0.422	0.422	0.417	0.658	0.659	0.645	0.653
X_{APD}	0.370	0.373	0.374	0.375	0.614	0.618	0.602	0.612
Z_{EPD}	0.339	0.340	0.338	0.343	0.609	0.616	0.593	0.604
$LF_{1,1}$	0.295	0.291	0.298	0.293	0.475	0.472	0.470	0.468
$LOG(a), \bar{y}_2 = 1.2$								
a	0.615	1.035	1.940	4.816	0.615	1.035	1.940	4.816
$M(a; 0, 1)$	0.967	0.750	0.500	0.250	0.967	0.750	0.500	0.250
AD	0.116	0.119	0.113	0.112	0.154	0.159	0.151	0.156
SW	0.130	0.132	0.127	0.126	0.189	0.196	0.189	0.190
KT	0.162	0.161	0.154	0.158	0.260	0.259	0.259	0.256
AS	0.149	0.147	0.148	0.144	0.182	0.189	0.185	0.182
SF	0.161	0.165	0.159	0.161	0.241	0.242	0.236	0.238
AP	0.160	0.156	0.155	0.154	0.218	0.218	0.219	0.218
RJ	0.154	0.159	0.153	0.154	0.233	0.235	0.229	0.231
JB	0.169	0.170	0.165	0.166	0.253	0.253	0.252	0.252
H1	0.139	0.144	0.141	0.144	0.191	0.202	0.193	0.188
CS	0.125	0.125	0.121	0.122	0.170	0.180	0.171	0.171

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$LOG(a), \bar{y}_2 = 1.2$ (cont.)								
AJB	0.174	0.174	0.171	0.170	0.264	0.264	0.259	0.260
BS	0.120	0.118	0.115	0.121	0.191	0.195	0.195	0.192
ZA	0.135	0.137	0.133	0.129	0.172	0.181	0.173	0.171
ZC	0.138	0.136	0.133	0.130	0.190	0.197	0.194	0.194
SJ	0.163	0.168	0.169	0.170	0.262	0.259	0.261	0.257
β_3^2	0.142	0.141	0.134	0.142	0.228	0.228	0.223	0.225
RJB	0.176	0.177	0.174	0.179	0.274	0.273	0.269	0.268
X_{APD}	0.149	0.152	0.146	0.148	0.230	0.232	0.225	0.227
Z_{EPD}	0.130	0.131	0.127	0.132	0.213	0.209	0.210	0.206
$LF_{1,1}$	0.100	0.105	0.100	0.098	0.125	0.130	0.123	0.124
$RCOS(a), \bar{y}_2 = -0.594$								
a	2.551	1.578	0.883	0.381	2.551	1.578	0.883	0.381
$M(a; 0, 1)$	0.965	0.750	0.500	0.250	0.965	0.750	0.500	0.250
AD	0.046	0.044	0.047	0.047	0.060	0.061	0.062	0.059
SW	0.037	0.041	0.040	0.041	0.056	0.056	0.053	0.053
KT	0.028	0.031	0.031	0.030	0.046	0.044	0.046	0.049
AS	0.011	0.011	0.012	0.011	0.005	0.007	0.005	0.007
SF	0.022	0.020	0.022	0.022	0.021	0.021	0.022	0.021
AP	0.023	0.024	0.025	0.021	0.061	0.059	0.059	0.064
RJ	0.019	0.017	0.019	0.020	0.019	0.020	0.020	0.019
JB	0.007	0.007	0.008	0.007	0.001	0.002	0.003	0.002
H1	0.035	0.039	0.036	0.035	0.062	0.060	0.061	0.064
CS	0.042	0.046	0.045	0.047	0.068	0.071	0.067	0.068
AJB	0.006	0.005	0.007	0.006	0.001	0.001	0.002	0.001
BS	0.055	0.054	0.056	0.050	0.094	0.091	0.090	0.094
ZA	0.029	0.030	0.030	0.032	0.048	0.052	0.047	0.046
ZC	0.036	0.038	0.038	0.037	0.054	0.055	0.052	0.051
SJ	0.012	0.011	0.011	0.012	0.003	0.005	0.005	0.005
β_3^2	0.045	0.045	0.047	0.046	0.096	0.095	0.091	0.097
RJB	0.008	0.007	0.009	0.007	0.001	0.002	0.002	0.002
X_{APD}	0.038	0.036	0.038	0.036	0.060	0.061	0.061	0.062
Z_{EPD}	0.066	0.066	0.068	0.065	0.118	0.115	0.114	0.121
$LF_{0,0}$	0.056	0.054	0.050	0.053	0.060	0.061	0.061	0.062
$SC(a), \bar{y}_2 = -1$								
a	1.716	1.183	0.689	0.321	1.716	1.183	0.689	0.321
$M(a; 0, 1)$	0.893	0.750	0.500	0.250	0.893	0.750	0.500	0.250
AD	0.102	0.103	0.096	0.103	0.244	0.251	0.240	0.239
SW	0.110	0.112	0.103	0.110	0.322	0.328	0.317	0.315
KT	0.129	0.126	0.127	0.122	0.361	0.351	0.355	0.353
AS	0.005	0.005	0.004	0.005	0.002	0.002	0.002	0.002
SF	0.039	0.041	0.038	0.042	0.135	0.131	0.127	0.124
AP	0.094	0.094	0.094	0.095	0.428	0.418	0.419	0.419
RJ	0.035	0.036	0.035	0.037	0.123	0.120	0.116	0.114
JB	0.002	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
H1	0.113	0.109	0.111	0.115	0.342	0.339	0.327	0.332
CS	0.134	0.135	0.125	0.132	0.388	0.389	0.380	0.380
AJB	0.002	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
BS	0.157	0.157	0.151	0.154	0.361	0.363	0.347	0.352
ZA	0.074	0.073	0.071	0.073	0.326	0.328	0.314	0.318
ZC	0.124	0.123	0.116	0.124	0.382	0.384	0.378	0.374
SJ	0.002	0.002	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
β_3^2	0.192	0.193	0.193	0.189	0.570	0.566	0.561	0.565

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$SC(a), \bar{y}_2 = -1$ (cont.)								
RJB	0.002	0.002	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
X_{APD}	0.114	0.116	0.112	0.116	0.314	0.316	0.300	0.307
Z_{EPD}	0.215	0.212	0.212	0.213	0.496	0.489	0.492	0.489
$LF_{0,0}$	0.092	0.098	0.091	0.091	0.153	0.157	0.150	0.146
$SIN(a), \bar{y}_2 = -0.806$								
a	4.089	2.622	1.499	0.672	4.089	2.622	1.499	0.672
$M(a; 0, 1)$	0.937	0.750	0.500	0.250	0.937	0.750	0.500	0.250
AD	0.061	0.064	0.060	0.058	0.102	0.114	0.104	0.106
SW	0.057	0.058	0.056	0.054	0.113	0.120	0.112	0.119
KT	0.056	0.056	0.057	0.057	0.123	0.130	0.128	0.134
AS	0.007	0.007	0.005	0.006	0.003	0.003	0.002	0.004
SF	0.024	0.022	0.021	0.023	0.037	0.042	0.041	0.042
AP	0.040	0.040	0.040	0.042	0.158	0.169	0.161	0.169
RJ	0.021	0.020	0.020	0.020	0.033	0.039	0.036	0.039
JB	0.003	0.003	0.003	0.003	0.001	0.001	0.000	0.001
H1	0.056	0.053	0.054	0.054	0.129	0.136	0.132	0.138
CS	0.068	0.070	0.066	0.065	0.145	0.153	0.141	0.152
AJB	0.002	0.003	0.002	0.002	0.000	0.001	0.000	0.000
BS	0.085	0.086	0.088	0.086	0.173	0.182	0.182	0.183
ZA	0.036	0.038	0.037	0.035	0.101	0.107	0.105	0.109
ZC	0.057	0.057	0.057	0.053	0.127	0.134	0.125	0.133
SJ	0.005	0.005	0.006	0.005	0.001	0.001	0.001	0.001
β_3^2	0.086	0.088	0.086	0.087	0.238	0.251	0.237	0.253
RJB	0.004	0.003	0.004	0.003	0.000	0.001	0.000	0.000
X_{APD}	0.061	0.060	0.061	0.059	0.124	0.134	0.127	0.134
Z_{EPD}	0.114	0.114	0.115	0.113	0.243	0.254	0.248	0.255
$LF_{0,0}$	0.069	0.070	0.067	0.068	0.085	0.091	0.087	0.089
$TRI(a), \bar{y}_2 = -0.6$								
a	2.262	1.374	0.772	0.341	2.262	1.374	0.772	0.341
$M(a; 0, 1)$	0.962	0.750	0.500	0.250	0.962	0.750	0.500	0.250
AD	0.040	0.042	0.037	0.038	0.049	0.050	0.045	0.050
SW	0.033	0.034	0.034	0.033	0.047	0.047	0.045	0.046
KT	0.024	0.027	0.025	0.027	0.040	0.036	0.036	0.039
AS	0.008	0.009	0.009	0.009	0.004	0.004	0.004	0.004
SF	0.018	0.019	0.017	0.018	0.016	0.015	0.014	0.016
AP	0.019	0.018	0.018	0.020	0.054	0.048	0.049	0.052
RJ	0.016	0.017	0.016	0.016	0.015	0.014	0.013	0.014
JB	0.005	0.004	0.005	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001
H1	0.032	0.031	0.029	0.030	0.048	0.043	0.042	0.043
CS	0.038	0.040	0.040	0.038	0.059	0.057	0.056	0.060
AJB	0.005	0.004	0.005	0.006	0.001	0.001	0.001	0.001
BS	0.044	0.045	0.041	0.044	0.065	0.061	0.059	0.062
ZA	0.024	0.025	0.024	0.024	0.042	0.041	0.040	0.040
ZC	0.032	0.032	0.032	0.031	0.050	0.048	0.046	0.048
SJ	0.014	0.016	0.013	0.013	0.007	0.008	0.006	0.009
β_3^2	0.044	0.043	0.043	0.043	0.091	0.089	0.086	0.093
RJB	0.007	0.007	0.007	0.007	0.001	0.002	0.001	0.001
X_{APD}	0.031	0.031	0.025	0.028	0.046	0.040	0.039	0.040
Z_{EPD}	0.056	0.055	0.051	0.054	0.091	0.088	0.083	0.089
$LF_{0,0}$	0.045	0.045	0.045	0.0454	0.048	0.052	0.045	0.051

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$U(\alpha), \bar{y}_2 = -1.2$								
α	1.488	1.150	0.674	0.319	1.488	1.150	0.674	0.319
$M(\alpha; 0, 1)$	0.815	0.750	0.50	0.250	0.815	0.750	0.500	0.250
AD	0.231	0.226	0.238	0.229	0.573	0.572	0.580	0.575
SW	0.288	0.282	0.292	0.289	0.748	0.747	0.755	0.750
KT	0.291	0.293	0.292	0.292	0.709	0.703	0.713	0.710
AS	0.005	0.004	0.004	0.006	0.003	0.003	0.002	0.002
SF	0.119	0.119	0.124	0.121	0.475	0.472	0.478	0.484
AP	0.245	0.244	0.244	0.242	0.781	0.773	0.779	0.777
RJ	0.110	0.109	0.115	0.111	0.456	0.453	0.458	0.463
JB	0.002	0.001	0.001	0.002	0.008	0.007	0.005	0.007
H1	0.292	0.286	0.294	0.291	0.709	0.703	0.709	0.704
CS	0.327	0.325	0.334	0.326	0.805	0.804	0.812	0.805
AJB	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
BS	0.281	0.284	0.289	0.285	0.621	0.623	0.624	0.619
ZA	0.226	0.223	0.231	0.224	0.791	0.790	0.797	0.792
ZC	0.327	0.327	0.334	0.329	0.825	0.825	0.832	0.826
SJ	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
β_3^2	0.444	0.448	0.447	0.440	0.907	0.902	0.907	0.907
RJB	0.001	0.001	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
X_{APD}	0.257	0.254	0.261	0.254	0.635	0.629	0.638	0.632
Z_{EPD}	0.386	0.394	0.394	0.391	0.787	0.780	0.784	0.783
$LF_{0,0}$	0.160	0.164	0.169	0.161	0.321	0.318	0.316	0.317
$UP(\alpha), \bar{y}_2 = -1.81$								
α	4/3	0.671	0.417	0.227	4/3	0.671	0.417	0.227
$M(\alpha; 0, 1)$	0.446	0.350	0.250	0.150	0.446	0.350	0.250	0.150
AD	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
SW	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
KT	0.925	0.923	0.929	0.926	0.997	0.996	0.997	0.997
AS	0.031	0.032	0.031	0.032	0.018	0.019	0.017	0.015
SF	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
AP	0.955	0.954	0.958	0.956	1.000	1.000	1.000	1.000
RJ	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
JB	0.032	0.031	0.032	0.032	1.000	1.000	1.000	1.000
H1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
CS	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
AJB	0.006	0.007	0.006	0.008	0.989	0.991	0.992	0.990
BS	0.958	0.956	0.961	0.958	0.999	0.999	0.999	1.000
ZA	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
ZC	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
SJ	0.017	0.017	0.019	0.018	0.002	0.002	0.001	0.001
β_3^2	0.975	0.972	0.974	0.973	1.000	1.000	1.000	1.000
RJB	0.015	0.015	0.016	0.016	0.005	0.006	0.004	0.004
X_{APD}	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Z_{EPD}	0.957	0.954	0.958	0.956	0.999	0.998	0.999	0.999
$LF_{0,0}$	0.997	0.997	0.998	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000
$V(\alpha), \bar{y}_2 = -5.3$								
α	1.407	0.875	0.512	0.343	1.407	0.875	0.512	0.343
$M(\alpha; 0, 1)$	0.570	0.50	0.350	0.250	0.570	0.500	0.350	0.250
AD	0.987	0.987	0.988	0.988	1.000	1.000	1.000	1.000
SW	0.992	0.992	0.993	0.993	1.000	1.000	1.000	1.000
KT	0.879	0.876	0.879	0.883	0.993	0.993	0.997	0.994

Table 8. GoFT powers for group II of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$V(a), \bar{y}_2 = -5.3$ (cont.)								
AS	0.019	0.019	0.022	0.017	0.013	0.011	0.015	0.011
SF	0.959	0.953	0.957	0.955	1.000	1.000	1.000	1.000
AP	0.904	0.902	0.904	0.909	1.000	1.000	1.000	0.000
RJ	0.952	0.948	0.950	0.947	1.000	1.000	1.000	1.000
JB	0.012	0.012	0.014	0.012	0.952	0.958	1.000	0.953
H1	0.991	0.991	0.992	0.992	1.000	1.000	1.000	1.000
CS	0.994	0.995	0.995	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000
AJB	0.004	0.004	0.003	0.003	0.607	0.613	0.990	0.603
BS	0.921	0.919	0.918	0.924	0.997	0.997	1.000	0.998
ZA	0.985	0.984	0.985	0.984	1.000	1.000	1.000	1.000
ZC	0.994	0.995	0.995	0.994	1.000	1.000	1.000	1.000
SJ	0.006	0.007	0.007	0.006	0.001	0.001	0.001	0.000
β_3^2	0.955	0.957	0.951	0.957	0.999	1.000	1.000	1.000
RJB	0.008	0.008	0.008	0.008	0.002	0.002	0.004	0.002
X_{APD}	0.993	0.995	0.994	0.994	1.000	1.000	1.000	1.000
Z_{EPD}	0.933	0.932	0.930	0.936	0.998	0.998	0.999	0.998
$LF_{0,0}$	0.893	0.899	0.897	0.890	0.999	0.998	1.000	0.999

Source: author's work.

7. Asymmetric distributions with constant non-zero excess kurtosis

Table 9 shows GoFT powers for group III of alternatives. The top three GoFTs by average power are marked in bold.

Table 9. GoFT powers for group III of alternatives

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$EXP(a), \gamma_1 = 2, \bar{y}_2 = 6$								
a	2.000	3.577	5.645	10.039	2.000	3.577	5.645	10.039
$M(a; 0,1)$	0.500	0.400	0.300	0.200	0.500	0.400	0.300	0.200
AD	0.872	0.871	0.881	0.873	0.997	0.997	0.997	0.997
SW	0.923	0.922	0.928	0.924	1.000	0.999	1.000	0.999
KT	0.473	0.478	0.473	0.477	0.713	0.713	0.715	0.720
AS	0.810	0.811	0.820	0.812	0.988	0.988	0.989	0.988
SF	0.892	0.893	0.904	0.895	0.999	0.998	0.999	0.998
AP	0.684	0.685	0.685	0.685	0.951	0.953	0.954	0.957
RJ	0.886	0.886	0.899	0.889	0.999	0.998	0.999	0.998
T1n	0.917	0.918	0.921	0.916	0.999	0.998	0.999	0.998
JB	0.732	0.739	0.740	0.737	0.976	0.975	0.976	0.978
H1	0.881	0.885	0.892	0.883	0.998	0.997	0.998	0.998
CC	0.851	0.848	0.857	0.849	0.995	0.995	0.995	0.996
CS	0.926	0.925	0.931	0.927	1.000	0.999	1.000	1.000
AJB	0.672	0.674	0.674	0.673	0.955	0.956	0.958	0.959
ZA	0.944	0.946	0.950	0.945	1.000	1.000	1.000	1.000
ZC	0.923	0.921	0.927	0.922	1.000	0.999	1.000	0.999
β_3^2	0.175	0.174	0.175	0.171	0.239	0.241	0.244	0.245
H_n	0.914	0.917	0.923	0.919	0.998	0.997	0.997	0.998
X_{APD}	0.841	0.840	0.849	0.840	0.995	0.994	0.995	0.995
B_v	0.948	0.947	0.951	0.948	1.000	1.000	1.000	1.000

Table 9. GoFT powers for group III of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$GU(a), \gamma_1 = 1.14, \bar{\gamma}_2 = 2.4$								
$LF_{0,1}$	0.768	0.771	0.774	0.769	0.968	0.968	0.969	0.970
δ	0.902	0.902	0.910	0.904	0.997	0.996	0.997	0.997
a	0.920	0.534	0.278	0.108	0.920	0.534	0.278	0.108
$M(a; 0, 1)$	0.868	0.750	0.500	0.250	0.868	0.750	0.500	0.250
AD	0.335	0.336	0.339	0.339	0.597	0.595	0.600	0.603
SW	0.384	0.388	0.397	0.393	0.688	0.685	0.692	0.687
KT	0.235	0.241	0.242	0.245	0.390	0.384	0.392	0.391
AS	0.396	0.399	0.409	0.409	0.699	0.701	0.704	0.703
SF	0.379	0.386	0.394	0.391	0.671	0.667	0.674	0.670
AP	0.329	0.337	0.342	0.338	0.583	0.581	0.584	0.583
RJ	0.368	0.376	0.384	0.381	0.660	0.658	0.665	0.661
T1n	0.427	0.433	0.438	0.437	0.746	0.742	0.745	0.743
JB	0.348	0.354	0.360	0.359	0.615	0.610	0.614	0.617
H1	0.344	0.348	0.354	0.353	0.630	0.633	0.631	0.637
CC	0.405	0.409	0.419	0.419	0.718	0.722	0.721	0.720
CS	0.381	0.386	0.392	0.390	0.686	0.684	0.692	0.684
AJB	0.324	0.332	0.333	0.332	0.583	0.580	0.584	0.583
ZA	0.396	0.398	0.408	0.404	0.703	0.703	0.707	0.699
ZC	0.381	0.388	0.394	0.390	0.672	0.676	0.679	0.673
β_3^2	0.108	0.110	0.110	0.118	0.158	0.161	0.163	0.160
H_n	0.393	0.401	0.403	0.403	0.625	0.625	0.629	0.626
X_{APD}	0.335	0.340	0.348	0.346	0.637	0.639	0.643	0.644
B_v	0.305	0.307	0.310	0.306	0.540	0.533	0.541	0.537
$LF_{0,1}$	0.322	0.329	0.328	0.329	0.523	0.518	0.529	0.528
δ	0.391	0.396	0.401	0.400	0.636	0.641	0.643	0.641
$HL(a), \gamma_1 = 1.54, \bar{\gamma}_2 = 3.584$								
a	1.000	0.288	0.185	0.106	1.000	0.288	0.185	0.106
$M(a; 0, 1)$	0.500	0.400	0.300	0.200	0.500	0.400	0.300	0.200
AD	0.674	0.669	0.671	0.671	0.954	0.950	0.949	0.952
SW	0.765	0.762	0.760	0.759	0.985	0.986	0.984	0.985
KT	0.335	0.346	0.341	0.337	0.528	0.521	0.532	0.527
AS	0.640	0.637	0.637	0.635	0.933	0.927	0.928	0.931
SF	0.712	0.709	0.710	0.713	0.974	0.974	0.971	0.974
AP	0.508	0.511	0.512	0.511	0.830	0.822	0.831	0.826
RJ	0.702	0.698	0.697	0.702	0.972	0.972	0.970	0.972
T1n	0.766	0.770	0.765	0.775	0.976	0.979	0.977	0.980
JB	0.547	0.548	0.549	0.548	0.879	0.869	0.875	0.877
H1	0.690	0.682	0.685	0.685	0.964	0.965	0.962	0.965
CC	0.673	0.670	0.673	0.669	0.956	0.955	0.953	0.955
CS	0.770	0.766	0.764	0.767	0.987	0.988	0.986	0.987
AJB	0.491	0.495	0.493	0.491	0.833	0.823	0.834	0.832
ZA	0.808	0.807	0.807	0.807	0.994	0.995	0.995	0.995
ZC	0.763	0.761	0.756	0.759	0.986	0.987	0.985	0.986
β_3^2	0.122	0.123	0.120	0.117	0.150	0.155	0.152	0.152
H_{nv}	0.751	0.746	0.755	0.758	0.959	0.961	0.958	0.962
X_{APD}	0.636	0.638	0.637	0.644	0.947	0.946	0.945	0.947
B_v	0.807	0.802	0.804	0.803	0.989	0.990	0.992	0.990
$LF_{0,1}$	0.565	0.568	0.568	0.574	0.840	0.832	0.840	0.836
δ	0.725	0.725	0.730	0.730	0.954	0.952	0.951	0.953
$HN(a), \gamma_1 = 0.995, \bar{\gamma}_2 = 0.869$								
a	2.000	3.253	5.029	8.668	2.000	3.253	5.029	8.668
$M(a; 0, 1)$	0.500	0.400	0.300	0.200	0.500	0.400	0.300	0.200

Table 9. GoFT powers for group III of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$HN(a), \gamma_1 = 0.995, \bar{\gamma}_2 = 0.869$ (cont.)								
AD	0.468	0.461	0.472	0.470	0.823	0.836	0.832	0.836
SW	0.568	0.571	0.570	0.568	0.930	0.931	0.932	0.932
KT	0.178	0.181	0.174	0.175	0.248	0.246	0.243	0.237
AS	0.414	0.419	0.413	0.411	0.755	0.761	0.765	0.757
SF	0.497	0.501	0.499	0.495	0.884	0.886	0.885	0.887
AP	0.304	0.305	0.305	0.299	0.572	0.577	0.581	0.569
RJ	0.483	0.488	0.485	0.481	0.875	0.879	0.878	0.879
T_{1n}	0.568	0.576	0.575	0.570	0.899	0.899	0.903	0.904
JB	0.330	0.327	0.328	0.326	0.634	0.637	0.640	0.633
H_1	0.481	0.479	0.481	0.480	0.861	0.866	0.866	0.869
CC	0.449	0.453	0.452	0.448	0.819	0.824	0.825	0.821
CS	0.577	0.581	0.577	0.579	0.939	0.940	0.940	0.942
AJB	0.280	0.277	0.281	0.278	0.553	0.560	0.564	0.557
ZA	0.631	0.633	0.631	0.625	0.973	0.972	0.975	0.973
ZC	0.567	0.572	0.568	0.568	0.936	0.936	0.938	0.937
β_3^2	0.080	0.084	0.076	0.075	0.110	0.110	0.104	0.105
H_n	0.577	0.584	0.578	0.578	0.858	0.865	0.867	0.873
X_{APD}	0.429	0.431	0.432	0.430	0.811	0.818	0.817	0.818
B_v	0.650	0.658	0.649	0.646	0.957	0.954	0.959	0.960
$LF_{0,1}$	0.398	0.401	0.403	0.402	0.656	0.661	0.659	0.655
δ	0.531	0.527	0.531	0.530	0.828	0.835	0.835	0.839
$LW(a), \gamma_1 = -1.14, \bar{\gamma}_2 = 2.4$								
a	0.920	0.534	0.278	0.108	0.920	0.534	0.278	0.108
$M(a; 0, 1)$	0.868	0.750	0.500	0.250	0.868	0.750	0.500	0.250
AD	0.339	0.333	0.335	0.338	0.605	0.596	0.604	0.594
SW	0.399	0.387	0.394	0.392	0.694	0.685	0.693	0.682
KT	0.246	0.238	0.241	0.236	0.393	0.380	0.393	0.390
AS	0.412	0.403	0.401	0.399	0.708	0.700	0.707	0.697
SF	0.394	0.387	0.389	0.385	0.676	0.667	0.677	0.669
AP	0.344	0.336	0.337	0.332	0.592	0.578	0.591	0.583
RJ	0.384	0.377	0.379	0.374	0.668	0.659	0.668	0.659
T_{1n}	0.439	0.440	0.439	0.436	0.749	0.745	0.749	0.744
JB	0.365	0.354	0.355	0.352	0.620	0.608	0.620	0.610
H_1	0.353	0.349	0.355	0.348	0.637	0.627	0.640	0.628
CC	0.411	0.400	0.398	0.397	0.707	0.697	0.707	0.696
CS	0.395	0.384	0.388	0.388	0.691	0.681	0.691	0.682
AJB	0.339	0.328	0.329	0.325	0.591	0.578	0.591	0.581
ZA	0.409	0.400	0.405	0.401	0.711	0.702	0.707	0.704
ZC	0.393	0.385	0.388	0.386	0.685	0.672	0.682	0.673
β_3^2	0.115	0.109	0.116	0.118	0.161	0.153	0.160	0.153
H_n	0.205	0.205	0.205	0.206	0.443	0.433	0.444	0.434
X_{APD}	0.345	0.340	0.344	0.338	0.649	0.636	0.646	0.637
B_v	0.309	0.309	0.306	0.303	0.543	0.531	0.547	0.539
$LF_{1,0}$	0.328	0.329	0.322	0.328	0.528	0.524	0.530	0.527
δ	0.209	0.213	0.214	0.214	0.462	0.457	0.464	0.456
$MX(a), \gamma_1 = 0.486, \bar{\gamma}_2 = 0.108$								
a	0.665	0.508	0.368	0.230	0.665	0.508	0.368	0.230
$M(a; 1, 0.458)$	0.950	0.750	0.500	0.250	0.950	0.750	0.500	0.250
AD	0.104	0.105	0.107	0.101	0.173	0.177	0.178	0.173
SW	0.121	0.121	0.126	0.117	0.224	0.230	0.235	0.227
KT	0.073	0.077	0.079	0.080	0.093	0.091	0.095	0.094
AS	0.121	0.118	0.126	0.117	0.231	0.232	0.238	0.221

Table 9. GoFT powers for group III of alternatives (cont.)

Specification	$n = 25$				$n = 50$			
$MX(a), \gamma_1 = 0.486, \bar{\gamma}_2 = 0.108$ (cont.)								
SF	0.113	0.113	0.119	0.111	0.202	0.204	0.207	0.196
AP	0.100	0.102	0.105	0.102	0.171	0.167	0.166	0.163
RJ	0.107	0.107	0.112	0.105	0.194	0.195	0.197	0.188
T1n	0.134	0.133	0.143	0.129	0.272	0.274	0.275	0.263
JB	0.102	0.100	0.105	0.100	0.169	0.167	0.173	0.161
H1	0.100	0.102	0.104	0.102	0.188	0.187	0.191	0.182
CC	0.125	0.121	0.128	0.120	0.248	0.247	0.253	0.237
CS	0.121	0.122	0.126	0.118	0.227	0.236	0.238	0.231
AJB	0.091	0.093	0.096	0.092	0.152	0.151	0.156	0.145
ZA	0.122	0.124	0.131	0.119	0.250	0.255	0.257	0.249
ZC	0.119	0.122	0.127	0.117	0.224	0.224	0.228	0.222
β_3^2	0.046	0.048	0.052	0.050	0.053	0.051	0.052	0.055
H_n	0.150	0.153	0.155	0.153	0.219	0.223	0.226	0.222
X_{APD}	0.098	0.099	0.104	0.100	0.189	0.191	0.191	0.187
B_v	0.108	0.110	0.113	0.107	0.193	0.201	0.204	0.198
$LF_{0,1}$	0.125	0.135	0.131	0.131	0.185	0.189	0.187	0.183
δ	0.136	0.133	0.137	0.133	0.207	0.207	0.207	0.203
$R\gamma(a), \gamma_1 = 0.631, \bar{\gamma}_2 = 0.245$								
a	0.885	1.187	1.737	2.961	0.885	1.187	1.737	2.961
$M(a; 1, 0.595)$	0.925	0.750	0.500	0.250	0.925	0.750	0.500	0.250
AD	0.156	0.156	0.156	0.163	0.300	0.316	0.303	0.308
SW	0.188	0.192	0.194	0.199	0.411	0.414	0.410	0.413
KT	0.094	0.100	0.099	0.100	0.125	0.124	0.126	0.121
AS	0.178	0.175	0.178	0.184	0.368	0.363	0.365	0.358
SF	0.170	0.172	0.173	0.178	0.357	0.361	0.353	0.355
AP	0.136	0.139	0.142	0.146	0.255	0.254	0.254	0.251
RJ	0.160	0.165	0.166	0.169	0.345	0.349	0.341	0.343
T1n	0.216	0.214	0.217	0.221	0.449	0.454	0.451	0.453
JB	0.137	0.140	0.144	0.147	0.261	0.261	0.263	0.259
H1	0.150	0.153	0.156	0.160	0.336	0.342	0.334	0.335
CC	0.184	0.184	0.186	0.192	0.396	0.392	0.391	0.391
CS	0.192	0.194	0.196	0.199	0.418	0.427	0.420	0.421
AJB	0.121	0.124	0.125	0.132	0.229	0.230	0.235	0.228
ZA	0.202	0.202	0.205	0.211	0.474	0.480	0.472	0.474
ZC	0.187	0.188	0.192	0.197	0.407	0.416	0.408	0.410
β_3^2	0.052	0.055	0.053	0.059	0.064	0.070	0.063	0.063
H_n	0.222	0.223	0.221	0.229	0.365	0.368	0.361	0.371
X_{APD}	0.148	0.147	0.153	0.156	0.327	0.334	0.327	0.332
B_v	0.178	0.179	0.183	0.184	0.395	0.410	0.403	0.398
$LF_{0,1}$	0.173	0.172	0.177	0.182	0.270	0.279	0.275	0.280
δ	0.199	0.198	0.198	0.206	0.341	0.345	0.342	0.345

Source: author's work.

Regarding the Monte Carlo simulation results, the powers for a given test and a given sample size (written in rows) are very similar or even identical when the SM is changing. Let p_{min} and p_{max} be the smallest and the largest powers of the analysed GoFT, respectively. The commonly known Z test was used to examine the equality of p_{min} and p_{max} . For all the analysed groups of alternatives and GoFTs, hypothesis $H_0: p_{min} = p_{max}$ was adopted.

The SJ, RJB ($\bar{\gamma}_2 > 0$), β_3^2 and CS tests ($\bar{\gamma}_2 < 0$) are most efficient for group I of alternatives, the SJ, H1 and RJB tests for group II, and the ZA and CS tests for group III. Table 10 provides more details. The AS, JB, AJB, SJ, RJB tests are not recommended for alternatives with $\bar{\gamma}_2 < 0$.

Table 10. Summary of the results from Tables 7–9 for groups I–III of the alternatives (A)

Alternatives	Best tests
Group I	
C	SJ, H1, RJB
SL	SJ, RJB, H1
Group II	
AS ⁻	ZC, β_3^2 , CS
BL ⁺	SF, $LF_{1,1}$, CS
BN ⁻	AD, X_{APD} , BS
COS ⁻	Z_{EPD} , β_3^2 , BS
HS ⁺	SJ, RJB, AJB
IUP ⁻	Z_{EPD} , β_3^2 , BS
L ⁺	SJ, RJB, H1
LOG ⁺	RJB, AJB, SJ
RCOS ⁻	Z_{EPD} , BS, β_3^2
SC ⁻	β_3^2 , Z_{EPD} , CS
SIN ⁻	Z_{EPD} , β_3^2 , BS
TRI ⁻	Z_{EPD} , β_3^2 , BS
U ⁻	β_3^2 , Z_{EPD} , ZC
UP ⁻	AD, SW, SF, RJ, H1, CS, ZA, ZC, X_{APD}
Group III	
V ⁻	X_{APD} , ZC, CS
EXP	B _v , ZA, CS
GU	T1 _n , CC, ZA
HL	ZA, B _v , CS
HN	B _v , ZA, CS
LW	T1 _n , ZA, AS
MX	T1 _n , H _n , ZA
RY	ZA, T1 _n , CS

Note. ⁺ denotes positive excess kurtosis, ⁻ denotes negative excess kurtosis.
Source: author's work.

8. Conclusions

The main aim of the paper was to calculate GoFT powers for alternatives with undefined or constant γ_1 and $\bar{\gamma}_2$. 20 (symmetric alternatives) and 21 (asymmetric alternatives) recently recommended GoFTs were used in the Monte Carlo simulations for $n = 25$ or $n = 50$ and $\alpha = 0.05$. All tests were implemented in the R software (see Table 6 and the Appendix). The family of alternatives consisted of 24 distributions divided into three groups. The SM of a given alternative distribution to the normal distribution as a function of the scale parameter was defined. The scale parameter values were chosen to obtain appropriate SM values (e.g. equal 0.75, 0.50, 0.25), including the maximum SM value. If the SM equals 1, then the normal distribution is a special case of the alternative distribution.

The GoFT powers naturally increase when the sample size increases. It is noteworthy, however, that the GoFT power for the analysed alternatives and for a given sample size remain relatively unchanged despite the significant decrease in the SM. In short, the paper shows that many GoFTs proved unable to make a distinction between normal distribution and the alternatives. This situation occurs when the SM equals 0.25 or even 0.15.

The best tests for group I are the SJ and RJB tests ($\bar{\gamma}_2 > 0$) as well as the β_3^2 and CS tests ($\bar{\gamma}_2 < 0$), for group II the SJ, H1 and RJB tests, and for group III the ZA and CS tests. The simulation study also indicates that the AP, JB, AJB, SJ and RJB tests are not recommended for alternatives with $\bar{\gamma}_2 < 0$.

In this paper, H_0 states: data come from a normal distribution and H_1 : data come from an other-than-normal distribution. Preliminary Monte Carlo studies have demonstrated that the same conclusions apply to the GoFTs with H_0 : data come from the EXP(1) distribution (H_1 : data come from an-other-than-EXP(1) distribution) or with H_0 : data come from the LOG(1) distribution (H_1 : data come from an-other-than-LOG(1) distribution) when the alternatives have undefined or constant $\gamma_1, \bar{\gamma}_2$.

Appendix

Figure. Different distributions and their similarity measure M to ND

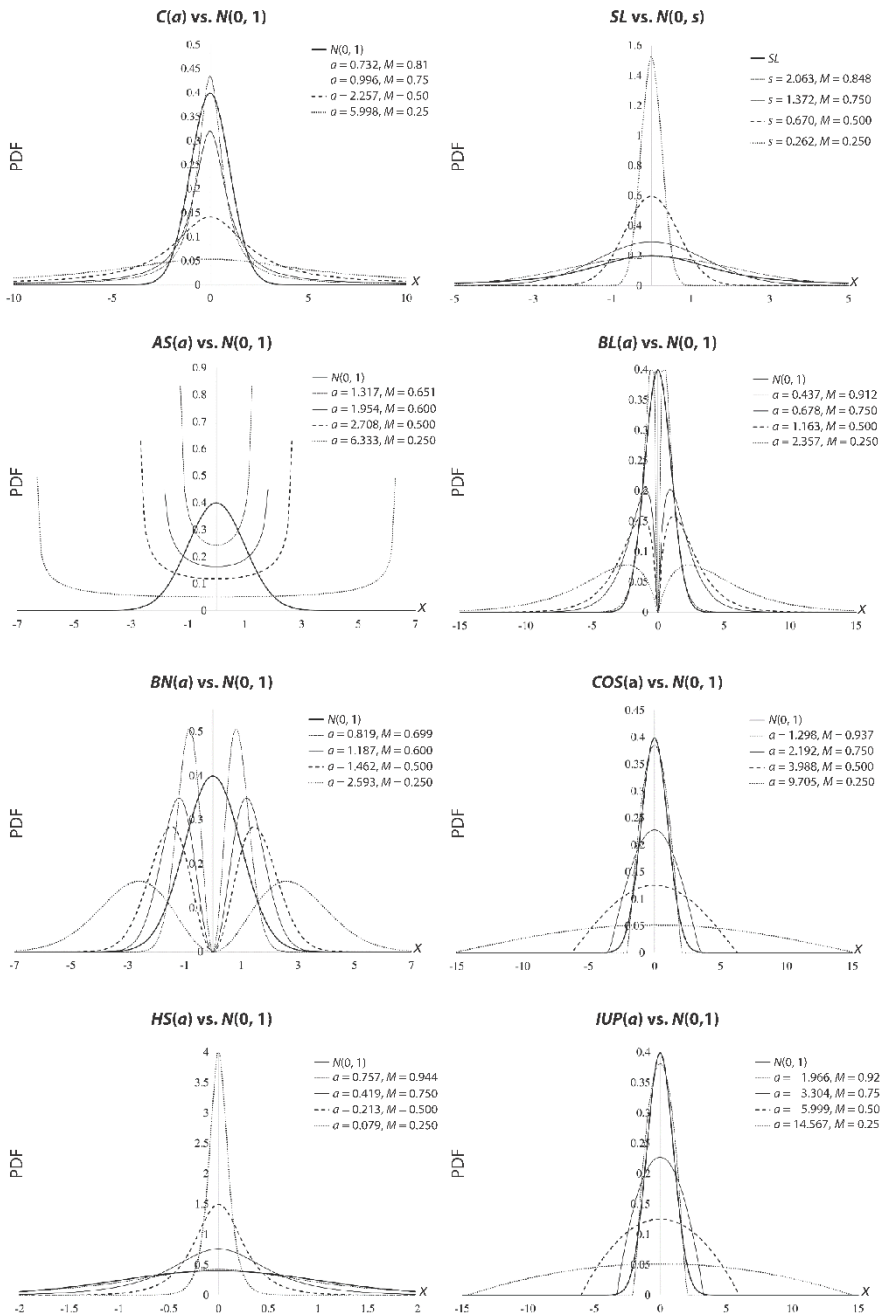


Figure. Different distributions and their similarity measure M to ND (cont.)

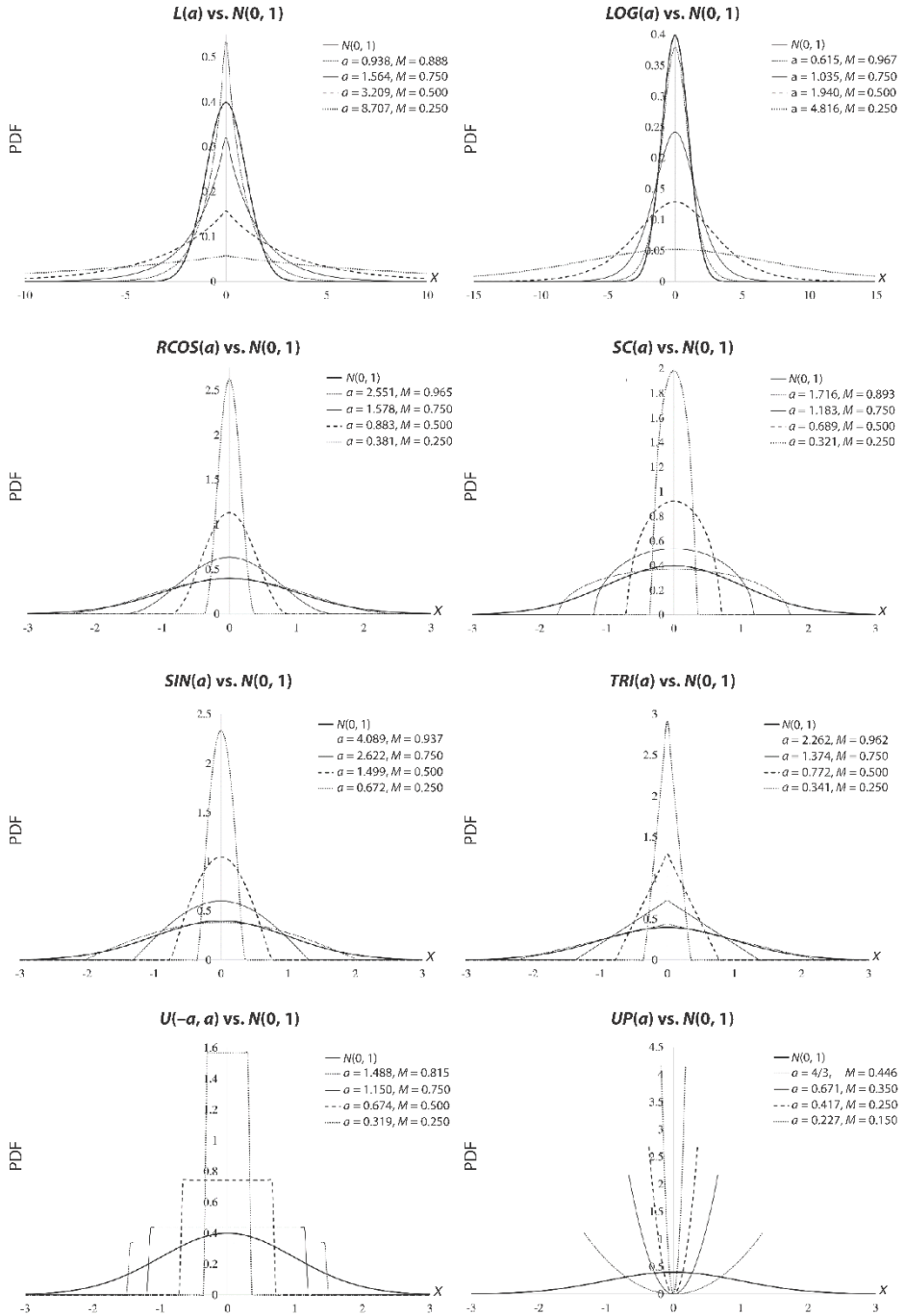
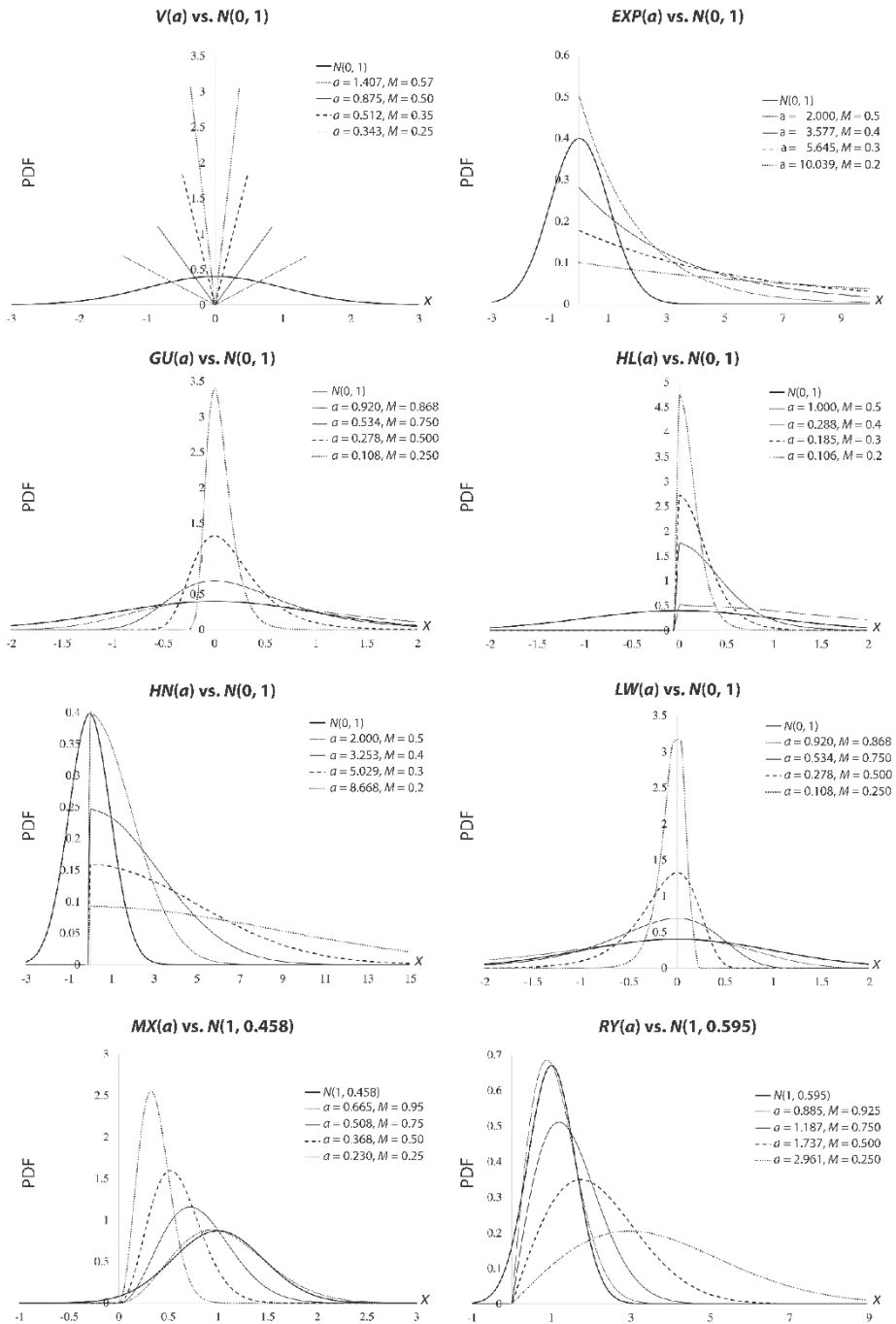


Figure. Different distributions and their similarity measure M to ND (cont.)



Source: author's work.

R codes

```

h=function(x) ((x-1)/(x+1))^2
Hn=function(x) {
x=sort((x-mean(x))/sd(x))
n=length(x)
Fn=1+1:n/n
F1=pnorm(x,0,1)+1
return(mean(h(F1/Fn))) }
Fn=function(i,n,a,b) ((i - a)/(n - a - b + 1))
LF=function(x,alfa,beta){
x=sort(x); n=length(x)
F=pnorm(x, mean(x), sd(x))
return(max(abs(Fn(1:n,n,alfa,beta)-F))) }
RJ=function(x){
x=sort(x); n=length(x)
z=qnorm(Fn(1:n,n,3/8,3/8),0,1); s1=sum(x*z); s2=sum(z*z)
return(s1/sqrt(s2*(n-1)*var(x))) }
W1=function(u) qnorm(u)^2-1
T1n=function(x){
x=sort(x); n=length(x)
if (n==25) A1=-0.2114 else A1=-0.1297
if (n==25) B1=0.2323 else B1=0.34
s=sd(x)*sqrt((n-1)/n)
Fn=1:n/(n+1)
Cn=sum((W1(Fn)-A1)*x)/sqrt(n)
return(Cn^2/s^2/B1) }
TestSigma=function(x){
x=sort(x); Ft=pnorm(x,mean(x),sd(x))
n=length(x); Fn=1:n/n
licz=sum((abs(Ft-Fn))); mian=0
for (i in 1:n) {
mian=mian+max(Ft[i],Fn[i]) }
return(licz/mian) }
Bv=function(x){
x=sort(x); n=length(x)
mi=mean(x); sdev=sd(x)*sqrt((n-1)/n)
if (n==25) m=5 else m=15; s=0
for (i in 1:n){
up=i-m; if (up<1) up=1
uk=i+m; if(uk>n) uk=n
a=2*m/(x[uk]-x[up])/n
b=exp(-0.5*((x[i]-mi)/sdev)^2)/sdev/sqrt(2*pi)
s=s+((a-b)/(a+b))^2 }
return(s/n) }

```


References

- Afeez, B. M., Maxwell, O., Otegunrin, O., & Happiness, O. (2018). Selection and Validation of Comparative Study of Normality Test. *American Journal of Mathematics and Statistics*, 8(6), 190–201. <https://doi.org/10.5923/j.ajms.20180806.05>.
- Ahmad, F., & Khan, R. A. (2015). Power Comparison of Various Normality Tests. *Pakistan Journal of Statistics and Operation Research*, 11(3), 331–345. <https://doi.org/10.18187/pjsor.v11i3.845>.
- Anderson, T. W., & Darling, D. A. (1952). Asymptotic theory of certain “goodness-of-fit” criteria based on stochastic processes. *The Annals of Mathematical Statistics*, 23(2), 193–212. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177729437>.
- Arnastauskaitė, J., Ruzgas, T., & Bražėnas, M. (2021). An Exhaustive Power Comparison of Normality Tests. *Mathematics*, 9(7), 1–20. <https://doi.org/10.3390/math9070788>.
- Bayoud, H. A. (2021). Tests of normality: new test and comparative study. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 50(12), 4442–4463. <https://doi.org/10.1080/03610918.2019.1643883>.
- Bonett, D. G., & Seier, E. (2002). A test of normality with high uniform power. *Computational Statistics & Data Analysis*, 40(3), 435–445. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(02\)00074-9](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(02)00074-9).
- Brys, G., Hubert, M., Struyf, A. (2008). Goodness-of-fit tests based on a robust measure of skewness. *Computational statistics*, 23(3), 429–442.
- Cabaña, A., & Cabaña, E. M. (1994). Goodness-of-fit and comparison tests of the Kolmogorov-Smirnov type for bivariate populations. *The Annals of Statistics*, 22(3), 1447–1459. <https://doi.org/10.1214/aos/1176325636>.
- Chen, Z., Shapiro, M., & Brumer, P. (1995). Interference control without laser coherence: Molecular photodissociation. *The Journal of Chemical Physics*, 102(14), 5683–5694. <https://doi.org/10.1063/1.469299>.
- Coin, D. (2008). A goodness-of-fit test for normality based on polynomial regression. *Computational Statistics & Data Analysis*, 52(4), 2185–2198. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2007.07.012>.
- Cramér, H. (1928). On the composition of elementary errors. First paper: Mathematical deductions. *Scandinavian Actuarial Journal*, (1), 13–74. <https://doi.org/10.1080/03461238.1928.10416862>.
- D’Agostino, R. B. (1971). An omnibus test of normality for moderate and large size samples. *Biometrika*, 58(2), 341–348. <https://doi.org/10.1093/biomet/58.2.341>.
- D’Agostino, R., & Pearson, E. S. (1973). Tests for departure from normality. Empirical results for the distributions of b^2 and $\sqrt{b^1}$. *Biometrika*, 60(3), 613–622. <https://doi.org/10.1093/biomet/60.3.613>.
- Desgagné, A., Lafaye de Micheaux, P. (2018). A powerful and interpretable alternative to the Jarque-Bera test of normality based on 2nd-power skewness and kurtosis, using the Rao’s Score Test on the APD family. *Journal of Applied Statistics*, 45(13), 2307–2327. <https://doi.org/10.1080/02664763.2017.1415311>.
- Desgagné, A., Lafaye de Micheaux, P., & Ouimet, F. (2022). Goodness-of-fit tests for Laplace, Gaussian and exponential power distributions based on λ -th power skewness and kurtosis. *Statistics. A Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 57(1), 94–122. <https://doi.org/10.1080/02331888.2022.2144859>.
- Gel, Y. R., Miao, W., & Gastwirth, J. L. (2007). Robust Directed Tests of Normality against Heavy-tailed Alternatives. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(5), 2734–2746. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2006.08.022>.

- Hernandez, H. (2021). *Testing for Normality: What is the Best Method?* (ForsChem Research Reports, vol. 6, 2021-05). <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.2.13926.14406>.
- Hosking, J. R. M. (1990). L-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B: (Methodological)*, 52(1), 105–124. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1990.tb01775.x>.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://doi.org/10.2307/1403192>.
- Kellner, J., & Celisse, A. (2019). A one-sample test for normality with kernel methods. *Bernoulli*, 25(3), 1816–1837.
- Khatun, N. (2021). Applications of Normality Test in Statistical Analysis. *Open Journal of Statistics*, 11(1), 113–122. <https://doi.org/10.4236/ojs.2021.111006>.
- Kolmogorov, A. (1933). Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. *Giornale Dell'Istituto Italiano Degli Attuari*, (4), 83–91.
- Lafaye de Micheaux, P. L., & Tran, V. A. (2016). PoweR: A Reproducible Research Tool to Ease Monte Carlo Power Simulation Studies for Goodness-of-fit Tests in R. *Journal of Statistical Software*, 69(3), 1–44. <https://doi.org/10.18637/jss.v069.i03>.
- LaRiccica, V. N. (1986). Optimal goodness-of-fit tests for normality against skewness and kurtosis alternatives. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 13, 67–79. [https://doi.org/10.1016/0378-3758\(86\)90120-5](https://doi.org/10.1016/0378-3758(86)90120-5).
- Lilliefors, H. W. (1967). On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 399–402. <https://doi.org/10.2307/2283970>.
- Marange, C. S., & Qin, Y. (2019). An Empirical Likelihood Ratio Based Comparative Study on Tests for Normality of Residuals in Linear Models. *Advances in Methodology and Statistics*, 16(1), 1–16. <https://doi.org/10.51936/ramh7128>.
- Mbah, A. K., & Paothong, A. (2015). Shapiro-Francia test compared to other normality test using expected p -value. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 85(15), 3002–3016. <https://doi.org/10.1080/00949655.2014.947986>.
- Mishra, P., Pandey, C. M., Singh, U., Gupta, A., Sahu, C., & Keshri, A. (2019). Descriptive Statistics and Normality Tests for Statistical Data. *Annals of Cardiac Anaesthesia*, 22(1), 67–72. https://doi.org/10.4103/aca.ACA_157_18.
- Nosakhare, U. H., & Bright, A. F. (2017). Evaluation of Techniques for Univariate Normality Test Using Monte Carlo Simulation. *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 6(5–1), 51–61. <https://doi.org/10.11648/j.ajtas.s.2017060501.18>.
- Noughabi, H. A., & Arghami, N. R. (2011). Monte Carlo comparison of seven normality tests. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 81(8), 965–972. <https://doi.org/10.1080/00949650903580047>.
- Razali, N. M., & Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33.
- Romão, X., Delgado, R., & Costa, A. (2010). An empirical power comparison of univariate goodness-of-fit tests for normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 80(5), 545–591. <https://doi.org/10.1080/00949650902740824>.

- Ryan, T. A., & Joiner, B. L. (1976). *Normal Probability Plots and Tests for Normality*. Additive Soft. <https://www.additive-net.de/de/component/jdownloads/send/70-support/236-normal-probability-plots-and-tests-for-normality-thomas-a-ryan-jr-bryan-l-joiner>.
- Shapiro, S. S., & Francia, R. S. (1972). Approximate analysis of variance test for normality. *Journal of the American Statistical Association*, 67(337), 215–216. <https://doi.org/10.1080/01621459.1972.10481232>.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3–4), 591–611. <https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B., & Chen, H. J. (1968). A comparative study of various tests for normality. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1343–1372. <https://doi.org/10.1080/01621459.1968.10480932>.
- Smirnov, N. (1948). Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. *The Annals of Mathematical Statistics*, 19(2), 279–281. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177730256>.
- Sulewski, P. (2019). Modification of Anderson-Darling goodness-of-fit test for normality. *Afinidad*, 76(588), 270–277. <https://raco.cat/index.php/afinidad/article/view/361876>.
- Sulewski, P. (2021a). Equal-bin-width histogram versus equal-bin-count histogram. *Journal of Applied Statistics*, 48(12), 2092–2111. <https://doi.org/10.1080/02664763.2020.1784853>.
- Sulewski, P. (2021b). Two component modified Lilliefors test for normality. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 16(2), 428–455. <https://doi.org/10.24136/eq.2021.016>.
- Sulewski, P. (2022). Modified Lilliefors goodness-of-fit test for normality. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 51(3), 1199–1219. <https://doi.org/10.1080/03610918.2019.1664580>.
- Tavakoli, M., Arghami, N., & Abbasnejad, M. (2019). A goodness of fit test for normality based on Balakrishnan-Sanghvi information. *Journal of The Iranian Statistical Society*, 18(1), 177–190.
- Torabi, H., Montazeri, N. H., & Grané, A. (2016). A test for normality based on the empirical distribution function. *SORT*, 40(1), 55–88. <https://doi.org/10.2436/20.8080.02.35>.
- Uhm, T., & Yi, S. (2023). A comparison of normality testing methods by empirical power and distribution of P -values. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 52(9), 4445–4458. <https://doi.org/10.1080/03610918.2021.1963450>.
- Uyanto, S. S. (2022). An Extensive Comparisons of 50 Univariate Goodness-of-fit Tests for Normality. *Austrian Journal of Statistics*, 51(3), 45–97. <https://doi.org/10.17713/ajs.v51i3.1279>.
- Wijekularathna, D. K., Manage, A. B., & Scariano, S. M. (2022). Power analysis of several normality tests: A Monte Carlo simulation study. *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 51(3), 757–773. <https://doi.org/10.1080/03610918.2019.1658780>.
- Yap, B. W., & Sim, C. H. (2011). Comparisons of various types of normality tests. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 81(12), 2141–2155. <https://doi.org/10.1080/00949655.2010.520163>.
- Yazici, B., & Yolacan, S. A. (2007). Comparison of various tests of normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 77(2), 175–183. <https://doi.org/10.1080/10629360600678310>.
- Zhang, J., & Wu, Y. (2005). Likelihood-ratio tests for normality. *Computational Statistics & Data Analysis*, 49(3), 709–721. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2004.05.034>.

Financial performance of Polish energy companies in the pre-COVID-19 pandemic decade

Dorota Witkowska,^a Krzysztof Kompa,^b Bogna Kaźmierska-Jóźwiak^c

Abstract. The energy sector plays a crucial role for the socio-economic development all over the world. The aim of this study is to synthetically assess the financial efficiency of public energy companies (in this study represented mostly by state-owned companies or their subsidiaries) and compare them with other non-financial public companies (usually private) in the relatively stable decade of 2010–2019 which preceded the COVID-19 pandemic. Our analysis focused on nine energy companies in Poland, listed continuously throughout the studied period on the Warsaw Stock Exchange, and for which complete financial data was available in the Notoria Serwis database. The annual financial performance of each of them was measured by a custom synthetic vector measure of financial efficiency, constructed using 14 financial ratios describing liquidity, leverage, efficiency, profitability and market values as discriminant variables. The results demonstrate that energy companies in Poland do not belong to the cluster of the most financially efficient companies in terms of the applied vector measures. The performance of Lotos and Kogeneracja was improving in the analysed 10-year period, whereas in the case of Tauron, Enea and PGE, it was gradually deteriorating.

Keywords: energy market, public companies, financial performance, financial management, vector synthetic measure, Warsaw Stock Exchange

JEL: C38, L25, Q40

Efektywność finansowa polskich spółek energetycznych w dekadzie poprzedzającej pandemię COVID-19

Streszczenie. Sektor energetyczny odgrywa kluczową rolę w rozwoju społeczno-gospodarczym na całym świecie. Badanie omawiane w artykule ma na celu syntetyczną ocenę efektywności finansowej publicznych spółek energetycznych (w badaniu reprezentowanych głównie przez spółki Skarbu Państwa lub spółki zależne Skarbu Państwa) i porównanie ich z innymi publicznymi (zwykle prywatnymi) przedsiębiorstwami niefinansowymi w dość stabilnej, poprzedzającej pandemię COVID-19, dekadzie 2010–2019. Skoncentrowano się na dziewięciu spółkach energetycznych w Polsce notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie nieprzerwanie w całym okresie badania i dla których można uzyskać kompletne dane finansowe z bazy Notoria Serwis. Kondycję finansową każdej spółki w każdym roku analizy mierzono za pomocą niestandardowej syntetycznej wektorowej miary efektywności finansowej skonstruowanej przy użyciu 14 wskaźników finansowych opisujących płynność, dźwignię

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Zarządzania, Polska / University of Lodz, Faculty of Management, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9538-9589>. E-mail: dorota.witkowska@uni.lodz.pl.

^b University of Johannesburg, IPPM College of Business and Economics, South Africa.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2810-6654>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: kkompa@uj.ac.za.

^c Uniwersytet Łódzki, Wydział Zarządzania, Polska / University of Lodz, Faculty of Management, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1692-7682>. E-mail: bogna.kazmierska@uni.lodz.pl.

finansową, wydajność, rentowność i wartości rynkowe. Z badania wynika, że spółki energetyczne w Polsce nie należą do grupy spółek najbardziej efektywnych finansowo pod względem zastosowanych miar wektorowych. W analizowanym 10-letnim okresie wyniki finansowe Grupy Lotos i Kogeneracji poprawiały się, natomiast wyniki Tauronu, Enei i PGE systematycznie się pogarszały.

Słowa kluczowe: rynek energii, spółki publiczne, wyniki finansowe, zarządzanie finansami, wektorowa miara syntetyczna, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie

1. Introduction

The energy sector and its transformation are crucial to the global development. This is due to the scale of their impact on economies, technological and scientific progress, the living conditions of societies, the wellbeing of the environment, as well as the development stability of countries and the safety of their inhabitants. Energy policy making is therefore one of the most important occupations of state authorities and the energy security is the cornerstone of this policy (Balcerzak & Pietrzak, 2017).

For years, the whole world, including the EU, has been observing a dramatic increase in the demand for energy (and a simultaneous lack of rationalisation and economisation of its use). Many countries have been heavily dependent on energy imports, often failing to sufficiently diversify their supplies in terms of the sources and types of imported energy. The recent common experience includes growing inequalities or even restrictions in. They also set out to access to energy, volatile and rising prices that threaten the security of countries and their socio-economic stability, dramatic climate change and increasing, uncontrolled environmental impacts (European Parliament, 2023).¹ These factors and their disturbing evolution and dynamics have been alarming to such an extent that several global bodies, regional alliances and individual states have been mobilised to urgently respond with some remedial policies. They also develop scientific and economic practices for an in-depth research and analysis of these distressing phenomena.

Research into the energy sector has been channelled into several directions, in particular: (1) the generation, acquisition and distribution technologies, (2) production exploitation, distribution and usage economics, (3) sustainable development (including sustainable energy development (SED) and implications for social wellbeing or sustainable management), and (4) systematic and specific risks, including the threats to the environment and ecology, political risks, and legal, economic, financial, technological, catastrophe or weather risks. There is a significant amount of literature documenting these studies (see, e.g.: Al Mamun et al., 2022; Halkos & Tsirivis, 2023; Li et al., 2023; Mohammed et al., 2023; Pan et al., 2023).

¹ The referenced document analyses the nature of the problem and actions taken within the EU framework.

Entering the mainstream of the studies referred to above, this paper focuses on selected economic issues of the energy sector in Poland in the pre-COVID-19 decade.² The question inspiring this research was whether the great importance of the energy sector for the economy is reflected in the high financial efficiency of its entities. This question is especially valid since Poland is an outstanding example of a successful transition to a market economy, which, somehow, might not necessarily have translated into an equal success of the Polish energy sector. The aim of this study is to synthetically assess the financial efficiency of public energy companies and compare them to other non-financial public companies in the relatively stable decade of 2010–2019. What motivated us to do this particular research was the observation that Polish energy companies were mainly state-owned and operated under quasi-market conditions, while other non-financial public companies operated in a fully open and competitive market. Thus, answering the questions about the financial situation of public energy companies in the pre-COVID-19 pandemic decade and about the performance of energy sector companies in comparison to other non-financial companies, we hope to significantly contribute to bridging the existing research gap in this field.

2. Energy market in Poland

In the 1990s, the Polish economy was transformed from a centrally-planned one to market-based. State-owned businesses were converted into commercial law firms, which were then privatised. The energy sector, for a long time fully monopolised and owned by the state, underwent a similar transformation. At the core of these changes was the liberalisation of the energy market by separating the product (e.g., electricity, natural gas) from delivery services (transmission via electrical grids or pipelines; Gawin, 2022). In 1997, a new energy law was introduced, which enabled changes towards the marketisation of the energy industry. Also, the Energy Regulatory Office was established to implement, oversee and enforce the market competition conditions in energy production and trade. As a result, in December 1999, a Polish power exchange (Towarowa Giełda Energii)³ was established to operate wholesale energy trading. Poland's accession to the EU in 2004 was another turning point for the domestic energy industry – the Polish market opened to EU companies and vice versa.

2007 marked another important change in the Polish energy sector, both in its structure and in the legal and regulatory area. Distribution system operators were legally separated from energy sellers, the Third Party Access (TPA) regulations were

² We use the phrase 'the pre-COVID-19 decade' because it clearly defines the study period: 2010–2019. It also reflects the fact that the study was conducted for the period of economic stability, completely disrupted by the outbreak of the pandemic (and later also by the war in Ukraine; Kompa et al., 2023).

³ See: <https://tge.pl/>.

implemented, all entities were allowed to trade in energy, including those without their own networks, and from then on every customer could purchase energy from any seller (Lech, 2010; Łaskawiec, 2016).

Changes in the Polish energy sector continue to happen, following the imperatives of the EU's climate-energy transition policy towards a European Energy Union, as well as the Sustainable Energy Development Framework, the Energy Efficiency Directive with the Fit for 55 program, etc. A comprehensive overview of Poland's activity and regulations in this field can be found in: SED (2013), Ministry of Climate and Environment (2021), European Parliament resolution of 15th December 2015 on Towards a European Energy Union (2015/2113(INI)), Ośrodek Informacji i Dokumentacji Europejskiej (2017) and Directive (EU) 2023/1791 of the European Parliament and of the Council of 13th September 2023 on energy efficiency and amending Regulation (EU) 2023/955 (recast).

The Energy Policy of Poland until 2040 assumes a diversification of the country's power mix using nuclear and renewable energy sources, enhanced security of supplies, improved energy efficiency competition and reduced pollution from the production of electricity. In 2022 and 2023, the document was revised, and the fourth pillar – energy sovereignty – was added to it. The goal of this move was to reduce Poland's reliance on fossil fuels imported from Russia. According to the revised strategy, by 2040, renewable energy sources might have the capacity of 88 GW and account for 51% of Poland's power mix.

Poland's €36-billion recovery and resilience plan (€23.9 billion in grants and €12.1 billion in loans) was approved by the European Commission in June 2022. The plan foresees the replacement of coal-fuelled heating systems, intensified use of renewable energy sources, and a fall in energy consumption, all in order to reduce the amount of coal in the energy mix to 56% in 2030.

Poland is the second largest lignite and the third largest hard coal producer in the EU, and the country obtains about 80% of its electricity from coal. The total energy consumption increased in Poland by 6% in 2021. The share of coal and lignite in the energy mix has been shrinking rapidly (–12 p.p. since 2010, despite a 2-p.p. rebound in 2021). Since 2014, gas consumption has been growing by over 3% a year. The share of coal in the power mix decreased by 18 p.p. between 2010 and 2021, to 70%. The capacity of solar energy grew eight-fold between 2019 and 2022, to 12.6 GW. Coal production has decreased by 19% since 2010 (Enerdata, n.d.).

Companies operating in the Polish energy sector can be divided into four clusters in terms of what they deal with, i.e. electricity, distribution, oil and gas. The three largest companies from the first group – PGE, Tauron Polska Energia (referred to as Tauron later in the text) and Enea – produced 67% of Poland's total electricity in 2021. As regards power distribution, Tauron, PGE, Energa and Enea controlled over 90% of the market. Orlen was the major supplier of petroleum-related products, while Grupa

Lotos (referred to as Lotos later in the text) extracted and processed oil. PGNiG was active on the wholesale gas market (responsible for 80% of the gas sales in 2021) and provided gas supplies (89% in 2021). Poland obtained approximately 80% of electricity from coal, which means that coal miners are an essential group of employees in the energy sector (Enerdata, n.d.).

3. Research method

We constructed and calculated multidimensional-vector-synthetic measures of the financial efficiency in each year of the study for all non-financial companies listed on the Warsaw Stock Exchange (WSE) constantly throughout the study period. To this end, we employed a set of financial ratios typically used in corporate financial management. By comparing the computed measures, we compared companies across the energy sector in terms of financial efficiency as well as comparing the financial efficiency of energy companies with that of other non-financial companies. We also estimated the linear trend function of the synthetic vector measures to examine the companies' development over time.

Company performance is a complex issue that is measured using different ratios or indicators, and it is usually represented by a single financial ratio or by a descriptive assessment. In our research, we employ dedicated synthetic measures of financial performance (VSMD) that assess the company in a multidimensional space of diagnostic variables, i.e. financial ratios⁴ (Kompa et al., 2023). There have been many examples where different synthetic measures were applied (1) to evaluate the condition of an enterprise (e.g. Kompa & Witkowska, 2022), and (2) to measure the fundamental power of the enterprise and to select companies for the investment portfolio construction (e.g. Dmitruk, 2012; Staszak, 2017; Tarczynska-Luniewska, 2013; Tarczyński, 1994, 2002; Witkowska et al., 2021; Witkowska & Staszak, 2021), and (3) to find a relationship between the financial condition of companies and their performance (e.g. Juszczuk, 2015; Witkowska & Kuźnik, 2019). To construct such a measure for all the studied companies and years, a set of 14 variables was selected on the basis of literature (Bacidore et al., 1997). Table 1 presents all the selected financial ratios with the information whether they have a positive (stimulants) or negative (destimulants) impact on the financial performance of the companies.

⁴ Similar methodological assumptions and the same databases were used in Kompa and Witkowska (2022) employing innovative, vector-based synthetic measures of firm efficiency.

Table 1. List of financial ratios used to assess companies

Ratio	Type of variable	Ratio	Type of variable
Current ratio	S	Days inventory outstanding	D
Quick ratio	S	Days sales outstanding	D
Debt ratio	D	Days payable outstanding	D
Return on assets (ROA)	S	Asset turnover ratio	S
Return on equity (ROE)	S	Earnings yield P/E	S
Return in sales (ROS)	S	Book-to-market ratio P/BV	S
Operating profit margin (OPM)	S	EBITDA/assets	S

Note. S – stimulant, D – destimulant.

Source: authors' work.

Multidimensional synthetic measures transform many characteristics of the analysed objects into single numbers, which can be easily compared. One of the concepts based on taxonomic distance that let us compare objects is the distinction between a pattern (i.e. an ‘ideal’ real or hypothetical object) and an anti-pattern. In the former approach, shorter distance points out better objects, in the latter – the opposite. However, such development measures have significant limitations – they do not allow the classification of objects that are better than the pattern (benchmark), which makes cross-period comparisons of objects difficult.

In our research, a vector measure of development proposed by Nermend (2009) was used, which allowed a dynamic assessment of the studied objects without the need to modify the pattern every year. It was assumed that the condition of the company in subsequent years of an analysis was expressed by the value of the vector synthetic measure, constructed in a multidimensional space from selected financial ratios (Table 1). By implication, the terms ‘financial performance’ and ‘financial efficiency’ can be used interchangeably. Using this taxonomic measure instead of single financial indicators is an innovative approach to studying financial efficiency of companies in general and that energy companies in particular.

The methodology for the calculation of vector synthetic measure of the financial performance of companies (VSMD; Kompa & Witkowska, 2022) is based on Vector Measure Construction Method techniques proposed by Nermend (2017) and is described below. Let the financial performance of each of N companies ($i = 1, 2, \dots, N$) be described by M diagnostic variables x_{jt}^i (where $i = 1, 2, \dots, N$; $j = 1, 2, \dots, M$), and observed in t consecutive periods $t = 1, 2, \dots, T$. Let the financial performance of firms be evaluated in subsequent periods relative to the reference period $t_0 \in [1, T]$. It is assumed that the evaluated objects are represented in the M -dimensional feature space by vectors $\vec{X}_t^i = (x_{1t}^i, x_{2t}^i, \dots, x_{jt}^i, \dots, x_{Mt}^i)$. There are the analysed projections of these vectors onto some measuring vector $\vec{\omega}_{t_0} = (\omega_{1t_0}, \omega_{2t_0}, \dots, \omega_{Mt_0})$ which spans between the ends of two vectors, i.e. $\vec{X}_{t_0}^p =$

$(x_{1t_0}^p, x_{2t_0}^p, \dots, x_{Mt_0}^p)$, the vector of pattern, and $\bar{X}_{t_0}^{ap} = (x_{1t_0}^{ap}, x_{2t_0}^{ap}, \dots, x_{Mt_0}^{ap})$, the vector of anti-pattern, determined for the reference period t_0 and remaining constant throughout the time of the study. The pattern is understood as hypothetically the best object according to the adopted criteria, and the anti-pattern as the worst one⁵. As a result, the length of each vector \bar{X}_t^i (company vector) along vector $\bar{\omega}_{t_0}$ (measuring vector) is determined as a multiplication of the length of vector $\bar{\omega}_{t_0}$. Thus, the defined vector synthetic measure of financial efficiency *VSMD* has the following form:

$$VSMD_{it} = \frac{\sum_j [(x_{jt_0}^i - \bar{x}_{jt_0}^i) \omega_{jt_0}]}{\sum_j (\omega_{jt_0})^2}, \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; j = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T,$$

where i indicates the number of the analysed company (i -th company), N stands for the total number of companies, j for the number of the discriminant variable (j -th indicator), M for the number of ratios describing the company (dimension of vector space), t for the year of the study, t_0 for the reference year of the study, T for the total number of research periods, and ω_{jt_0} for the difference of the normalised j -th coordinates of the pattern and anti-pattern in M -dimensional vector space:

$$\omega_{jt_0} = z_{jt_0}^p - z_{jt_0}^{ap} \quad (2)$$

and $z_{jt_0}^p, z_{jt_0}^{ap}, z_{jt}^i$ – normalised j -th components of the vectors of the pattern, the anti-pattern and the i -th company, respectively, for the reference period t_0 , z_{jt}^i – i -th company vector components normalised for the other t research periods. All the components are determined from sets of stimulant (**S**) and destimulant (**D**) values as:

$$z_{jt_0}^i = \frac{(x_{jt_0}^i - \bar{x}_{jt_0}^i)}{S_{jt_0}}, \quad z_{jt}^i = \frac{(x_{jt}^i - \bar{x}_{jt}^i)}{S_{jt_0}}, \quad t \neq t_0, \quad (3)$$

$$z_{jt_0}^p = \begin{cases} \min_{i=1, 2, \dots, N} \{z_{jt}^i\} & \text{for } x_{jt}^i \in \mathbf{D} \\ \max_{i=1, 2, \dots, N} \{z_{jt}^i\} & \text{for } x_{jt}^i \in \mathbf{S} \end{cases}, \quad z_{jt_0}^{ap} = \begin{cases} \max_{i=1, 2, \dots, N} \{z_{jt}^i\} & \text{for } x_{jt}^i \in \mathbf{D} \\ \min_{i=1, 2, \dots, N} \{z_{jt}^i\} & \text{for } x_{jt}^i \in \mathbf{S} \end{cases}, \quad t = t_0, \quad (4)$$

where: \bar{x}_{jt_0}, S_{jt_0} are the mean value and standard deviation of j -th variable, respectively:

⁵ More detailed discussion of pattern and anti-pattern selection can be found in the work of Nermend (2017).

$$x_{jt_0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{jt_0}^i, S_{jt_0} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_{jt_0}^i - \bar{x}_{jt_0}^i)^2}. \quad (5)$$

Although the value of the measure itself has no economic interpretation, the higher the value, the better the situation of the assessed object. The VSMD measure is robust to the occurrence of objects better than the benchmark. Thus, it can be applied to both cross-sectional and cross-temporal data without changing the pattern established in the first sub-period of the study, and the calculated values are comparable throughout the entire study period. Since the vector synthetic measure, evaluated for different periods, can be compared, we estimated the OLS linear trend function for each i -th company.

Based on the $VSMD_{it}$ value, companies can be grouped into homogeneous clusters of financial efficiency. There are four clusters of companies according to the following rules (Kompa & Witkowska, 2010):⁶

- 1 – very high level of financial efficiency for $VSMD_{it} \geq Me_t + Q_t$; (6)
- 2 – high level of financial efficiency for $Me_t + Q_t > VSMD_{it} \geq Me_t$; (7)
- 3 – medium level of financial efficiency for $Me_t > VSMD_{it} \geq Me_t - Q_t$; (8)
- 4 – low level of financial efficiency for $Me_t - Q_t > VSMD_{it}$; (9)

where Me_t is the median and Q_t is the quartile deviation of synthetic measures of financial performance calculated for all companies.

The classification according to rules (6)–(9) leads to a situation where each company seems to belong to a different cluster in different years. To decide which cluster the company belongs to throughout the research period, the majority rule is applied. In other words, the grouping company belongs to the cluster it belongs to most often. It is also interesting to see which companies are classified into the same clusters in subsequent years, and which companies change clusters most often. The idea is to determine the stability (persistency) of individual companies throughout the study period. To assess the level of persistency (i.e. the stability of positions over time), the following measure is used (Mazurkiewicz, 2002):

⁶ Clusters, used to group objects, are constructed on the basis of measures of mean and variability. In our study, median and quarter deviation were used for this purpose due to the asymmetric nature of the VSMD value series.

$$W = \sum_{k=0}^3 \frac{y_k}{2^k} \cdot 100\%, \quad (10)$$

where y_k is the share of the distance equals k ($k = 0, 1, 2, 3$) among classes. The value of measure W equals 100% if the company does not change the class. Smaller values of W mean less stability in a company's performance over time.

The research covered all the non-financial companies present in the WSE's main stock indices, i.e. WIG20, mWIG40 and sWIG80⁷, as of 30th December 2019. Only companies that were listed on the WSE constantly throughout the pre-COVID-19 pandemic decade with complete data for the entire research period were taken into account (the primary database for this study was created by Błaszczuk (2021) using data from Notoria Serwis). Finally, 73 companies met the set of criteria and were qualified (see: Kompa et al., 2023; Kompa & Witkowska, 2022). From among these companies, nine belonged to the three WSE sub-sectors: energy – PGE, Enea, Kogeneracja, Polenergia and Tauron, mining (coal) – Bogdanka, and oil and gas – Orlen, Lotos and PGNiG. The studied companies also differ by their capitalisation and value of assets that is visible by their belongingness to the portfolios creating different stock indexes. In terms of the companies' sizes, Lotos, Orlen, PGE, PGNiG and Tauron belonged to the WIG20 index, Enea and Bogdanka to the mWIG40 index, and Kogeneracja and Polenergia to the sWIG80 index. It is also worth mentioning that Enea, Lotos, Orlen, PGE, PGNiG and Tauron were state-controlled companies, Bogdanka and Kogeneracja were owned in more than 50% by Enea and PGE, and Polenergia was the only private company.

4. Results and discussion

The basic characteristics of the VSMD, which were determined for 73 non-financial companies listed on the WSE constantly over the years 2010–2019, are shown in Table 2. They reflect the volatility of the financial situation of these companies and provide a baseline for comparing energy companies.

The average values of the VSMD were decreasing in the 10-year period, with the largest drop (by 44%) in 2019 compared to 2010. However, the estimated trend function shows the insignificance of the trend parameter at the significance level of 0.05 (Table 6). A similar situation occurs among median values. However, their decrease in 2019 compared to 2010 totalled only 28%. At the same time, the analysis of the minimum and maximum values using Tukey fences singles out outliers among the analysed companies.

⁷ The WIG20 index features shares of the 20 largest and most liquid companies on the WSE Main Market, the mWIG40 index consists of 40 medium-sized companies, while the sWIG80 index comprises 80 smaller companies (GPW Benchmark, n.d.).

Table 2. Descriptive statistics of vector synthetic measure VSMD evaluated for 73 non-financial companies

Parameter	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Average	1.1314	1.0019	0.8066	0.9718	0.8954	1.0362	0.9666	1.0802	0.9231	0.6369
Std. Dev.	1.3037	1.2651	1.2009	1.2267	1.1793	1.4169	1.2142	1.1524	1.1682	1.4206
V(S)	1.1523	1.2627	1.4888	1.2623	1.3171	1.3675	1.2562	1.0668	1.2655	2.2306
Median	1.1519	0.9745	0.8469	0.9398	1.0145	0.9237	0.9360	1.0178	0.9637	0.8339
Q1	0.1438	0.1986	0.2864	0.4038	0.3322	0.1896	0.3832	0.4432	0.1844	0.1076
Q3	1.7705	1.5679	1.3612	1.6128	1.5087	1.5176	1.3776	1.5945	1.6284	1.4406
Q	0.8133	0.6847	0.5374	0.6045	0.5882	0.6640	0.4972	0.5756	0.7220	0.6665
V(Q)	0.7061	0.7026	0.6345	0.6432	0.5798	0.7188	0.5312	0.5656	0.7492	0.7992
Min	-1.4309	-1.5091	-4.3660	-2.4204	-2.6677	-1.5370	-1.8018	-1.5160	-1.4181	-5.6942
Max	7.0372	5.7496	5.4963	5.8892	5.4183	6.6520	5.9990	5.5504	5.1368	4.2274

Note. Grey cells denote outliers among the analysed companies. V(S) denotes variability and Std. Dev. – standard deviation, $Q = (Q3 - Q1)/2$.

Source: authors' calculation based on VSMD values evaluated using formulas (1)–(5).

In the further part of the analysis, energy companies will be compared to other non-financial firms by means of multidimensional performance measures evaluated for all the studied companies. To simplify the procedure, all companies will be classified into four distinct clusters. According to the fact that outliers were detected, the classes are constructed on the basis of quartiles. The thresholds for the classes, determined using formulas (6)–(9), are presented in Table 3.

Table 3. Lower limits of clusters

Cluster	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
I	1.9653	1.6592	1.3843	1.5443	1.6027	1.5877	1.4332	1.5934	1.6857	1.5004
II	1.1519	0.9745	0.8469	0.9398	1.0145	0.9237	0.9360	1.0178	0.9637	0.8339
III	0.3386	0.2898	0.3095	0.3353	0.4263	0.2598	0.4388	0.4422	0.2417	0.1674
IV						no lower limit				

Source: authors' calculation based on Table 2.

Table 4 contains values of the VSMD evaluated for nine distinguished companies belonging to the economic branches connected with energy production. As we can see, only two of them, Kogeneracja and PGE, have the values of VSMD higher than the median in all the analysed years.

Three companies (Bogdanka, PGNiG and Polenergia) were characterised by a VSMD value lower than the median in 2012, 2013 and 2015. Lotos and Orlen performed the poorest, having obtained the assessment results higher than the median in two years only, while Tauron did so in the four first years. The years 2015 and 2016 were by far the most difficult for the analysed companies, as four of them recorded VSMD values below the median, while in 2010, 2011 and 2018 only two were rated this way. To summarize, the comparison between the VSMD values and the median

shows that in 29 cases (i.e. 1/3 of all the cases), the VSMD values were below the median.

Table 4. Values of financial performance measures VSMD of the energy-sector companies

Company	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Bogdanka	1.5310	1.4836	1.5943	1.4894	1.0862	0.1234	1.0661	2.2730	1.3987	1.8382
Enea	1.7033	1.6594	1.6912	1.6128	1.2049	0.1896	0.4467	0.4425	0.3014	0.1624
Kogeneracja	1.1553	1.1834	0.9211	1.1495	1.2780	1.4052	1.7472	1.6706	1.6316	1.3705
Lotos	-0.1382	-0.3716	0.0758	-0.2235	-0.7803	-0.1903	0.5890	0.8418	1.0331	0.8661
Orlen	0.4097	0.1801	0.5481	0.3077	-0.5890	0.2610	0.8258	1.0178	0.9637	0.7882
PGE	1.8186	2.2128	1.9379	2.0958	2.0106	1.5176	1.1892	1.3861	0.9677	0.8736
PGNiG	1.4596	1.1146	0.7532	0.9715	1.0296	0.9932	1.1865	1.4328	1.6051	1.1393
Polenergia	1.9598	1.9185	0.9752	0.5172	1.1227	1.5513	1.4197	1.5430	1.7199	1.9878
Tauron	1.5638	1.1286	0.9014	0.9172	0.7136	0.0713	0.2932	0.3341	-0.1641	-0.1616

Note. Grey cells denote values of VSMD below the median.

Source: authors' calculation based on VSMD values evaluated using formulas (1)–(5).

Table 5. The classification of companies to the distinguished classes according to the VSMD measure

Company	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	Majority	In %
Bogdanka	2	2	1	2	2	4	2	1	2	1	2	64.2
Enea	2	1	1	1	2	4	3	3	3	4	2	46.7
Kogeneracja	2	2	2	2	2	2	1	1	2	2	2	82.2
Lotos	4	4	4	4	4	4	3	3	2	2	4	62.2
Orlen	3	4	3	4	4	3	3	2	2	3	3	62.2
PGE	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	73.3
PGNiG	2	2	3	2	2	2	2	2	2	2	2	90.0
Polenergia	2	1	2	3	2	2	2	2	1	1	2	68.3
Tauron	2	2	2	3	3	4	4	4	4	4	4	57.2

Note. Column average contains average of classes, evaluated for the whole period of analysis.

Source: authors' calculation based on Table 4 and formulas (6)–(10).

The classification of energy companies presented in Table 5 shows that for particular years and companies, all the selected classes appear. The second class is represented most often (44 cases from 90), the fourth class by 17 cases, the first class by 15, and the third one by 14 cases. Taking into consideration the whole timespan and using the majority voting rule, there are six companies classified in the second class, two in the fourth class, and one in the third class. In other words, PGE, Polenergia, Kogeneracja and Bogdanka show the highest financial efficiency, whereas Lotos, Tauron and Orlen are the least financially effective.

A dynamic analysis of the financial assessment of companies is provided by applying a trend function (Table 6).

Table 6. VSMD trend function parameters

Company	Values of parameter		t-statistic		R^2
	β	α	β	α	β
Bogdanka	0.0202	1.2773	0.3084	3.1444	0.0118
Lotos	0.1559	-0.6875	3.3441	-2.3760	0.5830
Orlen	0.0827	0.0165	1.7388	0.0559	0.2743
PGNiG	0.0276	1.0167	0.9587	5.6881	0.1030
Tauron	-0.1814	1.5574	-8.6457	11.9637	0.9033
Enea	-0.2068	2.0791	-6.2473	10.1200	0.8299
Kogeneracja	0.0651	0.9932	3.1131	7.6533	0.5478
PGE	-0.1406	2.3741	-5.2637	14.3281	0.7759
Polenergia	0.0293	1.3103	0.5341	3.8472	0.0344
All 73 companies	-0.0213	1.0620	-1.4326	11.5289	0.2042

Note. Bold numbers denote the rejection of the null hypothesis at the significance level of 0.05.

Source: authors' calculation based on Table 4.

Trend parameters are positive for six companies, but the improvement is significant only for Lotos and Kogeneracja, whereas for the rest of the analysed companies, i.e. Tauron, Enea and PGE, trend parameters are significantly negative. It means that the situation of Lotos and Kogeneracja was improving in the study period, whereas that of Tauron, Enea and PGE was systematically deteriorating.

5. Conclusions

The energy sector is undoubtedly crucial for economies, as it has a direct impact on an economy's every aspect, the living conditions of societies, the wellbeing of the environment, the development stability of countries and the safety of their citizens. Therefore, a priority for every government is to establish the necessary framework for the sustainable growth of the energy sector, which would boost the country's economy and guarantee energy security, meet the needs of households and businesses, and reduce the negative environmental effects of the sector. However, it is companies from the sector which implement the energy policy, and therefore the research presented here is mainly dedicated to them.

The paper focuses on public companies from the Polish energy sector operating in the relatively stable decade before the COVID-19 pandemic. Our objective was to assess the financial efficiency of these companies, operating under the regulatory and ownership umbrella of the State Treasury, and to compare them to other non-financial public companies, operating under free market conditions. This is an innovative approach in the analysis of the energy sector, which additionally uses the novel concept of financial efficiency as a synthetic measure in the multidimensional space of financial ratios.

We applied a dedicated vector measure of the financial performance (VSMD) of companies because, as shown in previous studies, it reflects the situation of companies

better than single financial indicators like ROE. A VSMD measure can be used to assess a company's financial performance simultaneously in several dimensions represented by diagnostic variables (i.e. financial ratios). To construct such a measure for all the studied companies and years of the study, 14 variables typically used to describe corporate finance management were selected. Based on the computed measures, we compared the financial efficiency of energy companies with that of other non-financial companies. The majority of the former displayed medium or low financial efficiency in terms of the VSMD measure (59 out of 90 cases). In fact, in 44 cases, the companies belonged to the second cluster, but in 17 cases, the considered energy companies were classified as firms with low level of financial efficiency.

The results of the study indicate that the financial efficiency of companies from the energy sector tends to be unstable over time. The highest stability of classification was observed for PGNiG ($W = 90\%$), followed by Lotos (82%), Kogeneracja (82%), PGE (73%) and Polenergia (68%), while for the remained firms the persistence of their ranking positions was usually short-lived (i.e. $W < 63\%$). The financial performance of Lotos and Kogeneracja was improving in analysed 10-year period, whereas that of Tauron, Enea and PGE was gradually deteriorating. The findings of this study prove that companies from the energy sector underperformed compared to other non-financial companies listed on the WSE in the pre-COVID-19 decade. This may be an additional argument for the further marketisation of the energy sector.

The main limitation of the study lies in the sampling method. Data was collected only for Poland and only for companies listed on the WSE constantly throughout the study timeframe. Due to the sampling criteria, there were only nine companies and 90 observations examined. Further research, employing the baseline developed in this paper, could analyse market changes both during and post COVID-19 pandemic as compared to the preceding period. The research should also be expanded to other markets.

References

- Al Mamun, Md, Boubaker, S., & Nguyen, D. K. (2022). Green finance and decarbonization: Evidence from around the world. *Finance Research Letters*, 46B. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102807>.
- Bacidore, J. M., Boquist, J. A., Milbourn, T. T., & Thakor, A. V. (1997). The Search for the Best Financial Performance Measure. *Financial Analysts Journal*, 53(3), 11–20. <https://doi.org/10.2469/faj.v53.n3.2081>.
- Balcerzak, A. P., & Pietrzak, M. B. (2017). Sustainable Development in the European Union in the Years 2004–2013. In M. H. Bilgin, H. Danis, E. Demir, U. Can (Eds.), *Regional Studies on Economic Growth, Financial Economics and Management* (pp. 193–196). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-54112-9_12.

- Błaszczuk, A. (2021). Obecność kobiet w organach statutowych spółek publicznych w Polsce. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze*, (15), 117–134. <https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2021.207>.
- Directive (EU) 2023/1791 of the European Parliament and of the Council of 13 September 2023 on energy efficiency and amending Regulation (EU) 2023/955 (recast) (OJ L 231/1, from 20 September 2023).
- Dmitruk, J. (2012). Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestowania (TMAI) na przykładzie spółek giełdowych. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (99), 161–173. <https://doi.org/10.22630/EIOGZ.2012.99.84>.
- Enerdata. (n.d.). *Country Energy Report – Poland – April 2023*.
- European Parliament. (2023). *Energy policy: general principles*. https://www.europarl.europa.eu/erpl-app-public/factsheets/pdf/en/FTU_2.4.7.pdf.
- European Parliament resolution of 15 December 2015 on Towards a European Energy Union (2015/2113(INI) (OJ C 399, from 24 November 2017).
- Gawin, R. (Ed.). (2022). *W drodze do bezpiecznej i czystej energii, czyli jak napisać rynek na nowo. 25 lat regulacji rynków energii w Polsce*. Urząd Regulacji Energetyki.
- GPW Benchmark. (n.d.). *Indices*. Retrieved 2023, May 5, from <https://gpwbenchmark.pl/en-home>.
- Halkos, G. E., & Tsirivis, A. S. (2023). Sustainable Development of the European Electricity Sector: Investigating the Impact of Electricity Price, Market Liberalization and Energy Taxation on RES Deployment. *Energies*, 16(14), 1–21. <https://doi.org/10.3390/en16145567>.
- Juszczak, M. (2015). Powiązanie kondycji finansowej spółek giełdowych określonej syntetycznym miernikiem atrakcyjności inwestowania (TMAI) z kształtowaniem się kursów ich akcji. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (111), 81–95. <http://dx.doi.org/10.22630/EIOGZ.2015.111.36>.
- Kompa, K., & Witkowska, D. (2010). Evaluation of the Development Level of the European Union States in Years 1990–2006. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 241, 123–135.
- Kompa, K., & Witkowska, D. (2022). Vector Synthetic Measure of Firm Effectiveness. The case of Polish public companies. In *2022 International Business Conference. Conference Proceedings* (pp. 1722–1743).
- Kompa, K., Witkowska, D., & Hewitt, L. M. (2023). Women’s Representation on Boards and the Financial Performance of Polish Public Companies in the pre-COVID Decade. *Gospodarka Narodowa. The Polish Journal of Economics*, 315(3), 34–47. <https://doi.org/10.33119/GN/169434>.
- Lech, A. (2010). Implementation of TPA (Third Party Access) principle in Polish energy sector. *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe*, 13(3), 33–45. <https://doi.org/10.2478/v10103-009-0037-0>.
- Li, Z., Wei, X., Al Shraah, A., Khudoykulov, K., Albasher, G., & Ortiz, G. G. R. (2023). Role of green energy usage in reduction of environmental degradation: A comparative study of East Asian countries. *Energy Economics*, 126. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106927>.
- Łaskawiec, K. (2016). Analiza porównawcza uwolnienia rynku energii elektrycznej w wybranych krajach europejskich. *Zeszyty Naukowe Wydziału Zarządzania GWSH*, (6), 49–62. https://www.gwsh.pl/content/biblioteka/org/pdf/ZN_06_GWSH_e-book.pdf.
- Mazurkiewicz, A. (2002). Analiza stabilności i wrażliwości oszacowań współczynników beta przy wykorzystaniu metody opartej o przedziały kwantylowe. In W. Tarczyński (Ed.), *Rynek*

- kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Cz. II* (pp. 393–401). Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Ministry of Climate and Environment. (2021). *Energy policy of Poland until 2040*. <https://www.gov.pl/attachment/b1febd0c-e544-412d-a0d7-f6bff01707c1>.
- Mohammed, K. S., Tedeschi, M., Mallek, S., Tarczyńska-Łuniewska, M., & Zhang, A. (2023). Realized semi variance quantile connectedness between oil prices and stock market: Spillover from Russian-Ukraine clash. *Resources Policy*, 85(A), 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103798>.
- Nermend, K. (2009). *Vector Calculus in Regional Development Analysis. Comparative Regional Analysis Using the Example of Poland*. Springer.
- Nermend, K. (2017). *Metody analizy wielokryterialnej i wielowymiarowej we wspomaganiu decyzji*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Ośrodek Informacji i Dokumentacji Europejskiej. (2017). *Unia energetyczna. Materiały OIDE*. https://oide.sejm.gov.pl/oide/images/files/pigulki/unia%20energetyczna_17.10.2017.pdf.
- Pan, X., Shao, T., Zheng, X., Zhang, Y., Ma, X., & Zhang, Q. (2023). Energy and sustainable development nexus: A review. *Energy Strategy Reviews*, 47, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2023.101078>.
- Staszak, M. (2017). Eksperymentalna ocena efektywności portfela fundamentalnego dla spółek z indeksu WIG20 za lata 2004–2016. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 18(4), 672–678. <https://doi.org/10.22630/MIBE.2017.18.4.62>.
- Tarczyńska-Luniewska, M. (2013). Definition and nature of fundamental strengths. *Actual Problems of Economics*, 2(1), 15–23.
- Tarczyński, W. (1994). Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe. *Przegląd Statystyczny*, 41(3), 275–300.
- Tarczyński, W. (2002). *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Witkowska, D., Kompa, K., & Staszak, M. (2021). Indicators for the efficient portfolio construction. The case of Poland. *Procedia. Computer Science*, 192, 2022–2031. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2021.08.208>.
- Witkowska, D., & Kuźnik, P. (2019). Does Fundamental Strength of the Company Influence its Investment Performance?. *Dynamic Econometric Models*, 19, 85–97. <https://doi.org/10.12775/DEM.2019.005>.
- Witkowska, D., & Staszak, M. (2021). Metody doboru spółek do portfela. Analiza porównawcza ich skuteczności w odniesieniu do spółek notowanych na GPW w latach 2002–2019. In S. Franek, A. Adamczyk (Eds.), *Finanse jako katalizator przemian współczesnej gospodarki* (pp. 119–132). Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.

Ekonomiczne determinanty popytu na ubezpieczenia na życie – ujęcie regionalne

Iwona Laskowska^a

Streszczenie. Ubezpieczenia pełnią różne funkcje w sferze gospodarczej i społecznej. Ich szczególnym rodzajem są ubezpieczenia na życie, a ochrona ubezpieczeniowa w ich ramach jest oferowana w formie ubezpieczeń indywidualnych oraz ubezpieczeń grupowych. Badania rynku ubezpieczeń na poziomie regionalnym podejmowane są relatywnie rzadko. Celem badania omawianego w artykule jest identyfikacja czynników ekonomicznych determinujących popyt na ubezpieczenia na życie (indywidualne i grupowe) na regionalnych rynkach ubezpieczeń w Polsce. W analizie zastosowano dynamiczne modele ekonometryczne dla danych panelowych (estymator GMM), w których popyt został wyrażony składką przypisaną brutto per capita (gęstość ubezpieczeń na życie). Podstawę badań stanowiły dane Głównego Urzędu Statystycznego i Komisji Nadzoru Finansowego na poziomie województw za okres 2017–2021.

Z analizy regresji wynika, że pobudzeniu popytu na ubezpieczenia na życie sprzyjają poprawa sytuacji gospodarczej regionu i wzrost dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych. Za interesowanie polisami na życie obniża złą kondycję rynku pracy, wyrażoną stopą bezrobocia. Popyt na ubezpieczenia indywidualne silniej reaguje na zmiany dochodu rozporządzalnego i stopy bezrobocia, a popyt na ubezpieczenia grupowe – na zmiany sytuacji gospodarczej regionu. Konsumpcja ubezpieczeń obserwowana w danym okresie jest determinowana jej poziomem w okresie wcześniejszym, co wskazuje na trwałość zjawisk zachodzących na rynku ubezpieczeń.

Słowa kluczowe: ubezpieczenia na życie, region, dane panelowe, estymator GMM

JEL: C23, G22, R11

Economic determinants of demand for life insurance – regional perspective

Abstract. Insurance has various functions in the economic and social spheres. Life insurance is a specific type of insurance, offered in the form of individual or group insurance. Research on insurance market at regional level is undertaken relatively rarely. The aim of the study presented in this paper is to identify economic factors determining the level of demand for individual and group life insurance on regional insurance markets. Dynamic econometric models for panel data (GMM estimator) with demand expressed in gross written premium per capita (life insurance density) have been used in the analysis. The research was carried out on the basis of data at voivodship level for the period of 2017–2021 from Statistics Poland and the Polish Financial Supervision Authority.

The regression analysis demonstrated that an improving economic situation of the region and households' growing disposable income positively affected demand for life insurance, while a poor situation on the labor market (indicated by the unemployment rate) had a reverse effect. Individual insurance demand responded stronger to changes in disposable income and the unemployment rate, whereas group insurance demand was more sensitive to changes in the region's economic situation. The level of insurance consumption observed in a given period

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1657-5541>. E-mail: iwona.laskowska@uni.lodz.pl.

is determined by that observed in the previous period, which indicates the phenomena occurring on this market are of a relatively stable character.

Keywords: life insurance, region, panel data, GMM estimator

1. Wprowadzenie

Ubezpieczenia pełnią różnorodne funkcje w sferze gospodarczej i społecznej. Funkcja ochrony ubezpieczeniowej w ramach ubezpieczeń majątkowych i osobowych jest nadrzędna wobec pozostałych funkcji (Lemkowska, 2020). Szczególny rodzaj ubezpieczeń stanowią ubezpieczenia na życie, będące dobrowolnym i dodatkowym elementem zabezpieczenia finansowej przyszłości ubezpieczonego oraz osób zależnych od niego finansowo (Kurdyś-Kujawska i Sompolska-Rzechuła, 2019). W przeciwieństwie do ubezpieczeń majątkowych większość obecnie oferowanych ubezpieczeń na życie to umowy długoterminowe. Składki płacone przez ubezpieczających przez długi czas pozostają do dyspozycji zakładów ubezpieczeń, które pewną część tych kwot inwestują na rynku kapitałowo-pięniężnym (Parlińska, 2014). Zakłady ubezpieczeń są dużym inwestorem instytucjonalnym i znaczącym pośrednikiem finansowym (Hamydova, 2014).

Funkcjonowanie rynku ubezpieczeń na życie determinowane jest wieloma czynnikami. Bogata literatura z tego zakresu koncentruje się na determinantach w skali mikro- (na poziomie indywidualnym) bądź makroekonomicznej (gospodarek narodowych), wskazując na kluczowe znaczenie czynników ekonomicznych (np. Beck i Webb, 2003; Beenstock i in., 1986; Browne i Kim, 1993; Dragos, 2014; Dragos i in., 2017; Kjosevski, 2012; Sharku i in., 2021; Truett i Truett, 1990; Ward i Zurbruegg, 2002). Badania dotyczące popytu na ubezpieczenia na życie na poziomie regionalnym są podejmowane relatywnie rzadko (Mare, Dragoş i Dragotă, 2019; Mare, Dragoş, Dragotă i Dragoş, 2019; Millo i Carmeci, 2015; Śliwiński, 2012). Niniejsze opracowanie stanowi próbę włączenia się w nurt badań nad rynkiem ubezpieczeń na życie w ujęciu regionalnym w Polsce. Znaczące dysproporcje rozwoju regionalnego (Główny Urząd Statystyczny [GUS], 2022) mogą skutkować asymetrycznym rozwojem polskiego rynku ubezpieczeń na życie. Celem badania jest identyfikacja czynników ekonomicznych wpływających na popyt na ubezpieczenia na życie (indywidualne i grupowe) na regionalnych rynkach ubezpieczeń w Polsce. Przyjęto hipotezę, że istotną determinantą popytu są czynniki ekonomiczne, a siła ich oddziaływania w przypadku ubezpieczeń indywidualnych może być odmienna niż w przypadku ubezpieczeń grupowych.

2. Popyt na ubezpieczenia na życie w Polsce i jego zróżnicowanie regionalne

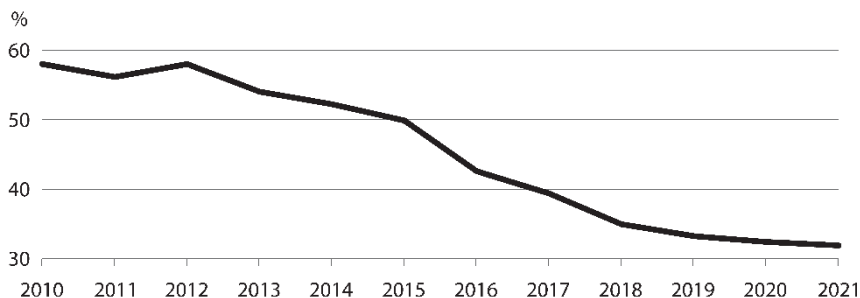
Celem ubezpieczeń na życie jest zapewnienie wsparcia finansowego zarówno w sytuacji śmierci ubezpieczonego, jak i dożycia przez niego określonego wieku. Ubezpieczenia te mogą mieć charakter ochronny, oszczędnościowy z niewielkim komponentem ochronnym i mieszany, w którym komponenty ochronny i oszczędnościowy występują w różnym natężeniu (Lizak, 2022; Ostrowska-Dankiewicz, 2022). Klasyczne ubezpieczenia na życie oferują ochronę na wypadek śmierci osoby, która jest głównym żywicielem rodziny. W przypadku ubezpieczeń o charakterze oszczędnościowym główną rolę odgrywają ich walory inwestycyjne. W myśl Ustawy z dnia 11 września 2015 r. o działalności ubezpieczeniowej i reasekuracyjnej ubezpieczenia na życie tworzą dział I ubezpieczeń. Ochrona osób bliskich na wypadek śmierci ubezpieczonego i na wypadek całej grupy dodatkowych ryzyk, takich jak choroba, leczenie szpitalne czy utrata zdolności do wykonywania pracy, oferowana jest w ramach ubezpieczeń indywidualnych i grupowych zawieranych za pośrednictwem zakładu pracy. Ubezpieczenia grupowe mogą być sponsorowane (składki w całości opłaca pracodawca), dobrowolne (składki są potrącane przez pracodawcę z pensji pracownika) lub mieć charakter mieszany (podstawowy zakres ubezpieczenia opłaca pracodawca, a pozostałą część pracownik; Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej, b.r.). Umowy dotyczące grupowych ubezpieczeń na życie zawierają przede wszystkim duże i średnie przedsiębiorstwa. Minimalna liczebność grupy potrzebnej do zawarcia ubezpieczenia wskazywana przez niektórych ubezpieczycieli wyklucza mikroprzedsiębiorstwa.

Ubezpieczenia na życie zakorzeniły się w polskiej rzeczywistości ekonomicznej kilka dekad temu, a ich dynamiczny rozwój rozpoczął się na początku lat 90. XX w. (Lizak, 2022). Przejawami rozwoju rynku ubezpieczeń są zwiększająca się liczba produktów ubezpieczeniowych i wzrost składek ubezpieczeniowych (Bednarczyk i in., 2019).

Jednym z podstawowych ilościowych mierników rozwoju rynku ubezpieczeń jest składka przypisana brutto, czyli kwoty składek brutto z tytułu umów ubezpieczenia należne w okresie sprawozdawczym, niezależnie od tego, czy kwoty te opłacono (Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 12 kwietnia 2016 r. w sprawie szczególnych zasad rachunkowości zakładów ubezpieczeń i zakładów reasekuracji). Jest ona najważniejszym źródłem przychodów zakładów ubezpieczeń, a jej wzrost wskazuje na zwiększający się popyt na ubezpieczenia. Wykres 1 ilustruje ewolucję polskiego rynku

ubezpieczeń na życie w latach 2010–2021 przez pryzmat udziału przypisu składki brutto zakładów działu I w przypisie składki brutto ogółem.

Wykr. 1. Udział przypisu składki brutto zakładów działu I w przypisie składki brutto ogółem

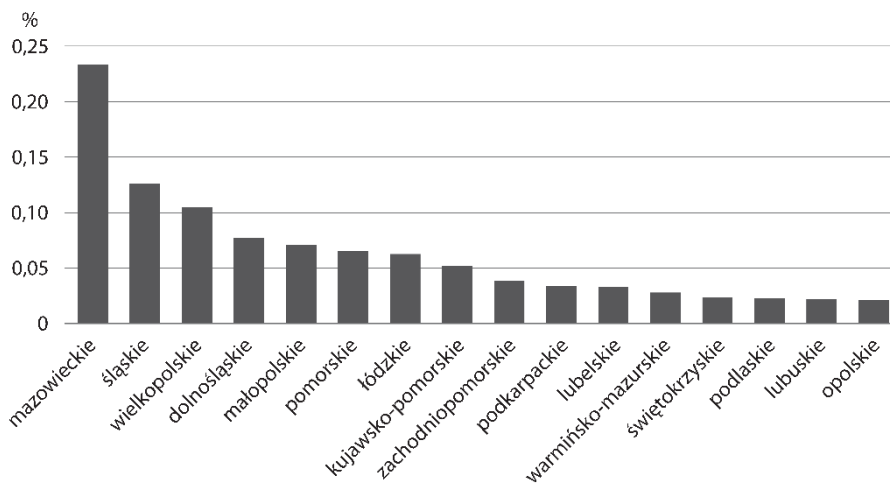


Źródło: opracowanie własne na podstawie: Komisja Nadzoru Finansowego ([KNF] 2016, 2017, 2018, 2019, 2020, 2021, 2022).

Do 2014 r. główny udział w strukturze składki przypisanej brutto miały składki zakładów działu I; później zaczął on stopniowo spadać. W 2020 r. relacja składki przypisanej brutto ubezpieczeń na życie do PKB Polski wynosiła 0,9% i była ponad czterokrotnie niższa niż średnia w krajach Unii Europejskiej. Wskaźnik ten osiągnął wartość niższą niż na Węgrzech, Słowacji i w Czechach (Polska Izba Ubezpieczeń [PIU], 2021). Przytoczone dane dowodzą, że polski rynek ubezpieczeń na życie nadal odbiega od rynków większości krajów europejskich, a w strukturze składki przypisanej brutto, w przeciwieństwie do krajów Europy Zachodniej, dominują ubezpieczenia majątkowe.

Statystyki ubezpieczeń na życie w układzie regionalnym dotyczą wyłącznie składki przypisanej brutto z podziałem na ubezpieczenia indywidualne i grupowe. Dane te – na poziomie województw – są gromadzone od 2017 r. (KNF, 2018, 2019, 2020, 2021, 2022). O roli wojewódzkich rynków ubezpieczeń na życie w strukturze regionalnej świadczy udział składki przypisanej brutto działu I w składce dla Polski (wykr. 2).

Dominujący udział w krajowym rynku ubezpieczeń na życie ma woj. mazowieckie – 23% składki przypisanej brutto (w tym 16% przypada na region warszawski stołeczny). W strukturze regionalnej znaczącą rolę odrywają również województwa śląskie i wielkopolskie. Udział siedmiu województw jest niewielki i oscyluje wokół 2–3%.

Wykr. 2. Udział rynków regionalnych w krajowym rynku ubezpieczeń na życie w 2021 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: KNF (2022).

Jednym z podstawowych mierników popytu na ubezpieczenia wykorzystywanych w analizach porównawczych jest gęstość ubezpieczeń, czyli stosunek kwoty składki przypisanej brutto do liczby mieszkańców (PIU, 2022). Gęstość ubezpieczeń na życie (ogółem, indywidualnych i grupowych) w poszczególnych województwach w latach 2017 i 2021 (w ujęciu realnym) oraz jej dynamikę przedstawiono w tabl. 1.

Tabl. 1. Składka przypisana brutto per capita w dziale ubezpieczeń na życie w Polsce w ujęciu realnym oraz jej dynamika (ceny z 2017 r.)

Województwa	Składka przypisana brutto per capita								
	ubezpieczenia ogółem			ubezpieczenia indywidualne			ubezpieczenia grupowe		
	2017	2021	2021/2017	2017	2021	2021/2017	2017	2021	2021/2017
	w zł		w %	w zł		w %	w zł		w %
Mazowieckie	1050	790	75	656	437	67	394	353	90
Wielkopolskie	648	562	87	400	325	81	248	236	95
Śląskie	698	551	79	444	311	70	255	240	94
Pomorskie	668	525	79	476	339	71	192	187	97
Dolnośląskie	621	513	83	385	308	80	235	206	87
Łódzkie	611	490	80	423	303	72	188	186	99
Kujawsko-po- morskie	523	485	93	339	305	90	184	180	98

Tabl. 1. Składka przypisana brutto per capita w dziale ubezpieczeń na życie w Polsce w ujęciu realnym oraz jej dynamika (dok.)

Województwa	Składka przypisana brutto per capita								
	ubezpieczenia ogółem			ubezpieczenia indywidualne			ubezpieczenia grupowe		
	2017	2021	2021/2017	2017	2021	2021/2017	2017	2021	2021/2017
	w zł		w %	w zł		w %	w zł		w %
Zachodniopomorskie	476	444	93	332	301	91	144	144	100
Opolskie	452	409	90	290	253	87	162	156	96
Lubuskie	498	407	82	334	257	77	164	150	92
Małopolskie	455	379	83	297	243	82	158	136	86
Warmińsko-mazurskie	540	379	70	396	257	65	144	122	84
Podlaskie	394	373	95	267	242	90	126	131	104
Świętokrzyskie	390	359	92	269	239	89	121	120	100
Lubelskie	388	304	78	257	183	71	132	121	92
Podkarpackie	403	304	75	283	189	67	121	115	95
Współczynnik zmienności w %	31	27	.	28	22	.	38	36	.

Uwaga. Województwa uporządkowano według malejącej wartości składki przypisanej brutto per capita w 2021 r. Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS i KNF (2018, 2022).

Gęstość ubezpieczeń na życie w Polsce jest zróżnicowana regionalnie, na co wskazują wartości współczynnika zmienności. W badanym okresie indywidualne formy zawierania umów były bardziej popularne niż grupowe. Województwa: mazowieckie, wielkopolskie, śląskie i pomorskie charakteryzują się stosunkowo dobrze rozwiniętymi rynkami ubezpieczeniowymi. Najniższą wartość składki przypisanej brutto zanotowano w województwach: świętokrzyskim, lubelskim i podkarpackim. Należy przy tym zauważyć, że w większości województw wartość tej składki w 2021 r. była niższa niż w 2017 r. Przyczyniła się do tego w głównej mierze sytuacja w segmencie ubezpieczeń indywidualnych, które w 2021 r. stanowiły ok. 60% ubezpieczeń na życie ogółem. Niemal we wszystkich województwach (poza zachodniopomorskim, podlaskim i świętokrzyskim) nastąpił spadek wartości składki przypisanej brutto w ujęciu realnym w segmencie grupowych ubezpieczeń na życie, a zmiany te były zdecydowanie mniej intensywne niż w segmencie ubezpieczeń indywidualnych.

Niski poziom wartości składki przypisanej brutto per capita, który można uznać za oznakę słabo rozwiniętego rynku ubezpieczeń na życie, jest charakterystyczny dla województw o niższym poziomie rozwoju gospodarczego.

3. Przegląd literatury

Rynki ubezpieczeniowe poszczególnych krajów rozwijają się pod wpływem oddziaływania wielu różnych czynników: ekonomicznych, demograficznych, społecznych, kulturowych i zależnych od samych ubezpieczycieli (Beck i Web, 2003). Znaczenie tych czynników zmienia się wraz z rozwojem gospodarczym. W krajach rozwiniętych gospodarczo udział czynników pozaekonomicznych stopniowo zanika na rzecz czynników ekonomicznych (Bednarczyk i in., 2019). Badania zależności pomiędzy popytem na ubezpieczenia na życie a szerokim spektrum determinant na poziomie krajowym i indywidualnym dowodzą, że konsumpcja ubezpieczeń na życie jest pozytywnie powiązana z poziomem rozwoju gospodarczego (wyrażonym za pomocą PKB per capita lub dochodów indywidualnych), zatrudnieniem czy poziomem inflacji (np. Babbel, 1981; Beck i Webb, 2003; Beenstock i in., 1986; Browne i Kim, 1993; Dragos i in., 2017; Kjosevski, 2012; Liebenberg i in., 2012; Sharku i in., 2021; Truett i Truett, 1990; Ward i Zurbruegg, 2002). W analizach z zastosowaniem modeli ekonometrycznych popyt na ubezpieczenia na życie zazwyczaj jest wyrażany jako gęstość ubezpieczeń na życie – stosunek składki ubezpieczeniowej do populacji ogółem – lub jako penetracja ubezpieczeń na życie, czyli stosunek wartości składki ubezpieczeniowej do PKB (Beck i Webb, 2003; Kjosevski, 2012; Millo i Carmeci, 2015; Sharku i in., 2021).

Dotychczasowe badania obejmujące zarówno kraje, które przeszły transformację gospodarczą, jak i gospodarki rozwinięte potwierdzają znaczenie czynników ekonomicznych w stymulowaniu popytu na ubezpieczenia na życie. Jak dowodzą badania Kjosevskiego (2012) dla krajów Europy Środkowej i Południowo-Wschodniej w latach 1998–2010, PKB per capita oraz relacja wydatków na zdrowie do PKB pozytywnie oddziałują na popyt na ubezpieczenia na życie. Sliwinski i in. (2013) w badaniu rynku ubezpieczeń na życie w Polsce wykorzystali analizę głównych składowych, łącząc determinanty tego samego typu w jedną zmienną. Badanie potwierdziło, że zmienne o charakterze ekonomicznym i finansowym (PKB, rozwój finansowy) silnie stymulują popyt na ubezpieczenia na życie. Analizy przeprowadzone przez Ertla (2017) z wykorzystaniem dynamicznych modeli panelowych pozwoliły na stwierdzenie, że w ośmiu rozpatrywanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej wzrost gospodarczy miał pozytywny wpływ na rozwój rynku ubezpieczeń przed kryzysem finansowym lat 2008–2009, a w okresie pokryzysowym wzrost PKB nadal pozostał istotnym czynnikiem rozwoju rynku ubezpieczeń na życie, chociaż jego rola uległa osłabieniu. W badaniach dotyczących Albanii w okresie 2009–2020 Sharku i in. (2021) potwierdzili znaczący wpływ PKB per capita na gęstość ubezpieczeń na życie; poziom bezrobocia okazał się nieistotny.

Rola i kierunek wpływu czynników determinujących popyt na ubezpieczenia na życie (stymulujący, destymulujący) mogą być różne w zależności od populacji lub okresu

badania. Systematyka czynników ekonomicznych i pozaekonomicznych przedstawiona została w pracy Kabrta (2022). Uwarunkowania pozaekonomiczne dotyczą przede wszystkim zmiennych demograficznych, takich jak współczynnik obciążenia demograficznego, oczekiwana długość życia i struktura populacji ze względu na płeć (Hodula i in., 2020; Kabrt, 2022; Zhang i in., 2023).

Na poziomie regionalnym analizy rynku ubezpieczeń są prowadzone znacznie rzadziej, co częściowo wynika z ograniczonej dostępności danych statystycznych. Ich specyfika polega na tym, że – po pierwsze – zmienność regionalna zjawiska wewnątrz kraju jest niższa niż różnice między gospodarkami narodowymi, więc związki przyczynowe są trudniejsze do uchwycenia. Po drugie, niektóre zmienne makroekonomiczne są stałe w ramach jednej gospodarki, choć różnią się znacznie w przekroju międzynarodowym. Jednocześnie studia dotyczące regionów w danym kraju pozwalają analizować niektóre determinanty rozwoju ubezpieczeń w środowisku, które jest wysoce zintegrowane pod względem prawnym, religijnym, monetarnym, fiskalnym i wolne od różnic systemowych, mogących przysłańać pewne zależności (Dragoś i in., 2019).

W zakresie metodologii nie ma znaczących różnic między empirycznymi badaniami międzyregionalnymi i międzynarodowymi. Zasadniczym narzędziem są modele ekonometryczne. Zmienną zależną w badaniach regionalnych, podobnie jak w przypadku analiz dotyczących krajów (Çelik i Kayali, 2009; Kabrt, 2022; Kjosevski, 2012; Zhang i in., 2023), jest najczęściej gęstość lub penetracja ubezpieczeń na życie (Mare, Dragoś i Dragotă, 2019; Millo i Carmeci, 2015).

4. Metoda badania

Badanie czynników ekonomicznych determinujących popyt na ubezpieczenia na życie, z podziałem na ubezpieczenia indywidualne i grupowe, dotyczyło 16 województw w latach 2017–2021. Podstawę obliczeń stanowiły dane KNF (*Biuletyn Roczny. Rynek ubezpieczeń* dla wybranych lat) oraz dane zaczerpnięte z BDL.

W celu zweryfikowania hipotezy, że istotną determinantą popytu są czynniki ekonomiczne, a siła ich oddziaływania może być różna dla ubezpieczeń indywidualnych i grupowych, wykorzystano dynamiczne modele panelowe. Jedną z zalet tego podejścia jest uniknięcie obciążenia estymatorów związanego z pominięciem zmiennych stałych w czasie (Dańska-Borsiak, 2011). W przypadku danych dla województw problemem jest zbyt mała liczba obserwacji, co uniemożliwia zastosowanie właściwych metod w analizach szeregów czasowych lub danych przekrojowych. W badaniach rynku ubezpieczeń na życie należy również wziąć pod uwagę długoterminowy charakter umów ubezpieczenia, co powoduje, że oprócz innych czynników na obecny stan tego rynku wpływa jego stan przeszły (Dragoś i in., 2019).

W ogólnym zapisie dynamiczny model panelowy można przedstawić następująco (Dańska-Borsiak, 2011):

$$y_{i,t-1} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad i=1, 2, \dots, N, t=2, \dots, T,$$

gdzie:

$y_{i,t}$ – wartość zmiennej objaśnianej dla i -tego obiektu w okresie t ,

$\mathbf{x}_{i,t} = [x_{k,i,t}]_{K \times 1}$ – wektor zmiennych objaśniających o K współrzędnych,

$\boldsymbol{\beta}$ – wektor parametrów strukturalnych ($K \times 1$),

γ – parametr autoregresyjny, mierzący siłę związku między bieżącą a opóźnioną wartością zmiennej objaśnianej,

α_i – efekty grupowe; jeśli α_i są losowe, to $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$,

$\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy; $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ dla każdego i, t ,

N – liczba obiektów,

T – liczba okresów.

Spośród metod proponowanych do estymacji dynamicznych modeli panelowych największe znaczenie praktyczne mają metody bazujące na uogólnionej metodzie momentów (ang. *generalised method of moments* – GMM), dające możliwość uzyskania zgodnych estymatorów parametrów przy endogenicznych zmiennych objaśniających (Blundell i Bond, 2000). Endogeniczność może być wynikiem istnienia dwukierunkowej zależności pomiędzy sytuacją gospodarczą regionu a rozwojem rynku ubezpieczeń. Do najpopularniejszych metod estymacji należą GMM pierwszych różnic (ang. *first-differenced generalised method of moments* – FDGMM), zaproponowana przez Arellano i Bonda (1991), oraz systemowy estymator GMM (ang. *system generalised method of moments* – SGMM), opracowany przez Blundella i Bonda (1998). Problem korelacji składnika losowego ze zmiennymi endogenicznymi jest rozwiązywany dzięki uwzględnieniu instrumentów, czyli zmiennych silnie skorelowanych ze zmiennymi objaśniającymi, ale niezależnych od błędu losowego (Mirola i Nehrebecka, 2017). W metodzie FDGMM estymatory parametrów strukturalnych uzyskuje się w wyniku zastosowania GMM w modelu pierwszych różnic. Obliczenie pierwszych różnic ma na celu usunięcie efektów grupowych stałych w czasie. W charakterze instrumentów wykorzystywane są poziomy zmiennych opóźnione o dwa okresy lub więcej. Możliwość zastosowania tej metody może być problematyczna w przypadku, gdy zmienne instrumentalne są zbyt słabo skorelowane ze zmienną objaśniającą, tj. opóźnione poziomy zmiennych są słabymi instrumentami dla zmiennych zróżnicowanych. Estymatory FDGMM są wówczas na ogół obciążone (Dańska-Borsiak, 2011).

Systemowy estymator GMM służy do szacowania systemu równań zarówno na przyrostach, jak i na poziomach. Do warunków i równań wykorzystywanych przez FDGMM dołączony jest dodatkowy układ równań (na poziomach). W równaniach na poziomach instrumentami dla zmiennych objaśniających są opóźnione pierwsze różnice zmiennych (Dańska-Borsiak, 2011). Przedstawione w pracy Blundella i Bonda (1998) rezultaty symulacji przeprowadzonych dla paneli o małej liczbie obserwacji w czasie ($T = 4$) świadczą o tym, że estymatory FDGMM mogą być obciążone w dół.

Do najważniejszych testów diagnostycznych związanych z GMM należą test Arellano-Bonda, weryfikujący występowanie autokorelacji drugiego rzędu, i test Sargana, weryfikujący poprawność instrumentów użytych w procesie estymacji GMM. Występowanie autokorelacji rzędu wyższego niż pierwszy oznaczałoby, że użyte instrumenty nie są właściwe. Test Sargana służy do badania warunków ponad-identyfikujących, niewykorzystanych podczas estymacji. Weryfikowana jest hipoteza zerowa, zgodnie z którą wykorzystane instrumenty są właściwe w sensie ich nieskorelowania ze składnikami losowymi modelu pierwszych różnic (Dańska-Borsiak, 2011).

W badaniach rynku ubezpieczeń gęstość i penetracja ubezpieczeń są jednymi z podstawowych wskaźników charakteryzujących popyt na ubezpieczenia na życie. Należy jednak zaznaczyć, że wskaźnik penetracji jest wrażliwy na zmiany PKB. Przy dużej zmianie PKB może on być bardzo zmienny, nawet jeśli w tym samym okresie sytuacja na rynku ubezpieczeniowym nie ulega większym zmianom (Lament i Bukowski, 2022). W badaniu omawianym w niniejszym artykule popyt na ubezpieczenia na życie w poszczególnych województwach został wyrażony jako wskaźnik gęstości mierzony składką przypisaną brutto (ang. *life insurance density*) per capita w zł w cenach stałych z 2017 r. (LID_{it}) dla:

- ubezpieczeń na życie ogółem – składka przypisana brutto ubezpieczeń na życie ogółem per capita (model 1);
- indywidualnych ubezpieczeń na życie – składka przypisana brutto w segmencie indywidualnych ubezpieczeń na życie per capita (model 2);
- grupowych ubezpieczeń na życie – składka przypisana brutto w segmencie grupowych ubezpieczeń na życie per capita (model 3).

Jako potencjalne determinanty ekonomiczne wykorzystano następujące zmienne obrazujące różne obszary sytuacji gospodarczej województw:

- PKB per capita w zł w cenach stałych z 2017 r. (PKBpc);
- stopa bezrobocia w % (SB);
- dochód rozporządzalny gospodarstw domowych w zł w cenach stałych z 2017 r. (DOCH).

Zgodnie z przeglądem literatury, poza czynnikami ekonomicznymi, w charakterze zmiennej objaśniającej wykorzystano czynnik demograficzny – współczynnik obciążenia demograficznego osobami starszymi, czyli liczbę osób w wieku 65 lat i więcej

przypadających na 100 osób w wieku 15–64 lat (WOD). Wyższa wartość WOD może oznaczać, że istnieje zwiększone zapotrzebowanie na ubezpieczenia na życie o charakterze oszczędnościowym i renty życiowe oraz mniejsze zapotrzebowanie na ubezpieczenia na wypadek śmierci (Bednarczyk i in., 2019). Starzenie się społeczeństwa może powodować zmniejszony popyt na ubezpieczenia ze względu na niższą siłę nabywczą osób w wieku senioralnym (Hodula i in., 2020).

5. Wyniki badania

Tablica 2 zawiera podstawowe statystyki opisowe zmiennych wykorzystanych w badaniu dla województw w latach 2017–2021.

Tabl. 2. Podstawowe statystyki opisowe zmiennych wykorzystanych w badaniu ($N = 80$)

Nazwa zmiennej	Średnia	Mediana	Minimum	Maksimum	Odchylenie standardowe
Wskaźnik gęstości ubezpieczeń na życie ogółem w zł na osobę	498,24	457,41	296,14	1200,7	181,03
Wskaźnik gęstości indywidualnych ubezpieczeń na życie w zł na osobę	310,26	295,23	172,19	696,60	100,50
Wskaźnik gęstości grupowych ubezpieczeń na życie w zł na osobę	187,98	159,71	114,58	504,29	86,425
PKB per capita w zł	49 788,15	46 745,23	35 110,01	94 294,00	12 758,00
Stopa bezrobocia w %	6,64	6,35	2,80	11,70	1,98
Miesięczny dochód rozporządzalny w zł na osobę	1643,60	1623,80	1228,50	2137,20	166,81
Współczynnik obciążenia demograficznego osobami starszymi	27,01	26,80	22,00	33,00	2,73

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i KNF (2018, 2019, 2020, 2021, 2022).

Popyt na ubezpieczenia grupowe charakteryzuje się większą dyspersją wyrażoną współczynnikiem zmienności (46%) niż popyt na ubezpieczenia indywidualne (31%). Jeśli chodzi o zmienne niezależne, to największą zmiennością cechują się stopa bezrobocia (29%) i PKB per capita (25%), a najmniejszą – dochód rozporządzalny i wskaźnik obciążenia demograficznego (nieznacznie powyżej 10%). Warto zauważyć, że zmienne opisujące rynek ubezpieczeń na życie są bardziej zróżnicowane przestrzennie niż część charakterystyk ekonomicznych poszczególnych województw.

W tabl. 3 przedstawiono rezultaty estymacji modeli popytu na ubezpieczenia na życie, w których popyt był aproksymowany za pomocą wskaźnika gęstości ubezpieczeń na życie (ogółem, indywidualnych i grupowych). Wszystkie wykorzystane zmienne występują pod postacią logarytmu, co pozwala na interpretację ocen parametrów strukturalnych w kategoriach elastyczności. Spośród wielu rozważanych modeli zamieszczono wyniki tych, których poprawność została potwierdzona wynikami testów Sargana i Arellano-Bonda AR(2). Do estymacji modelu, który charakteryzował

się najlepszymi własnościami merytoryczno-statystycznymi, zastosowano SGMM, co wiąże się z małą liczbą obserwacji w czasie. Jako zmienne instrumentalne potraktowano opóźnione poziomy i przyrosty zmiennych $\ln(LID)_{it}$, $\ln(DOCH)_{it}$, $\ln(SB)_{it}$ bądź $\ln(PKBpc)_{it}$.

Przeprowadzone analizy nie potwierdziły istotnego znaczenia czynnika demograficznego dla popytu na ubezpieczenia ogółem, indywidualne i grupowe, dlatego w dalszych rozważaniach pominięto tę zmienną. PKB per capita nie jest determinantą istotną statystycznie w przypadku indywidualnych ubezpieczeń na życie.

Tabl. 3. Wyniki estymacji modeli popytu na ubezpieczenia na życie w województwach w latach 2017–2021 (zmienna zależna – $\ln(LID)_{it}$)

Zmienne objaśniające	Ubezpieczenia na życie ogółem (model 1)	Indywidualne ubezpieczenia na życie (model 2)	Grupowe ubezpieczenia na życie (model 3)
$\ln(LID)_{i,t-1}$	0,636*** (0,024)	0,562*** (0,031)	0,644*** (0,0194)
$\ln(DOCH)_{it}$	0,331** (0,147)	0,700*** (0,065)	0,228*** (0,055)
$\ln(SB)_{it}$	-0,098*** (0,029)	-0,178*** (0,032)	-0,133*** (0,012)
$\ln(PKBpc)_{it}$	0,207** (0,085)	-	0,258*** (0,047)
Const	-2,332*** (0,422)	-2,430*** (0,547)	-2,424*** (0,159)
Test AR(2) ^a	-0,998 [0,318]	-1,020 [0,307]	-0,988 [0,323]
Test Sargana ^b	8,432 [0,392]	13,708 [0,089]	12,716 [0,122]
Liczba obserwacji	64		

a Autokorelacja drugiego rzędu nie występuje. b Warunki ponadidentyfikujące są poprawne (instrumenty są właściwe).

Uwaga. W nawiasach okrągłych zamieszczono wartości błędów szacunku parametrów. Parametry są istotne na poziomie istotności dla testu *t*-Studenta: *** – 1%, ** – 5%. W nawiasach kwadratowych podano wartości *p* dla H_0 . Liczba instrumentów: modele (1) i (3) – 13, model (2) – 12.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Gretl na podstawie danych z BDL i KNF (2018, 2019, 2020, 2021, 2022).

Otrzymane wyniki wskazują, że w grupie czynników ekonomicznych zasadniczą rolę odgrywa dochód rozporządzalny gospodarstw domowych. Dodatnia i statystycznie istotna ocena parametru sygnalizuje rosnące zainteresowanie zarówno ubezpieczeniami ogółem, jak i ubezpieczeniami indywidualnymi oraz grupowymi wraz ze wzrostem poziomu zamożności potencjalnych klientów. Wysokość dochodów wpływa na decyzję o zakupie ubezpieczenia bądź rezygnacji z zakupu. Zwiększone dochody pozwalają gospodarstwom domowym skierować większą ich część na produkty ubezpieczeniowe. Zbyt niskie dochody z reguły eliminują gospodarstwa domowe z rynku

ubezpieczeń dobrowolnych. Elastyczność dochodowa popytu w przedziale $(0, 1)$ jest charakterystyczna dla dóbr podstawowych. Poziom dochodów jest szczególnie ważny w odniesieniu do popytu na indywidualne ubezpieczenia na życie, w przypadku których elastyczność dochodowa popytu jest wyższa niż dla polis grupowych. Wynika to z różnicy cen polis indywidualnych i grupowych, czyli wysokości składek ubezpieczeniowych.

Wyniki badania potwierdzają również negatywny i istotny wpływ stopy bezrobocia na zmienną objaśnianą we wszystkich rozważanych modelach. Praca generuje środki na zaspokojenie potrzeb przeważającej większości gospodarstw domowych, a rosnąca stopa bezrobocia stanowi o ich ograniczeniu. Czynniki ten nieznacznie silniej oddziałuje na zainteresowanie umowami indywidualnymi niż grupowymi, zawieranymi głównie za pośrednictwem zakładu pracy.

Dużą rolę w pobudzaniu rynku ubezpieczeń na życie ogółem i ubezpieczeń grupowych odgrywa poziom rozwoju województwa wyrażony za pomocą PKB per capita. Dodatnia i statystycznie istotna ocena parametru wskazuje na rosnące zainteresowanie ubezpieczeniami na życie wraz ze wzrostem PKB per capita. Pozytywna reakcja popytu na ubezpieczenia na życie dotyczy wyłącznie ubezpieczeń grupowych. Rozwój gospodarczy regionu warunkuje kondycję ekonomiczną przedsiębiorstw, co rzutuje na zainteresowanie umowami grupowymi. Nie przekłada się on natomiast na zainteresowanie umowami indywidualnymi.

Konsumpcja ubezpieczeń na życie obserwowana w danym okresie zależy od jej poziomu w poprzednim okresie. Ocena parametru przy opóźnionej zmiennej endogenicznej dla wszystkich rozważanych modeli jest dodatnia i istotna statystycznie, co potwierdza słuszność użycia modeli dynamicznych.

Testy AR(2) dla wszystkich rozważanych modeli wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza brak autokorelacji drugiego rzędu. Weryfikacja hipotezy o poprawności macierzy instrumentów (warunków ponadidentyfikujących) z zastosowaniem testu Sargana wskazuje na brak podstaw do jej odrzucenia. Analizując wyniki badania, trzeba jednak brać pod uwagę, że obejmowało ono relatywnie krótki okres (2017–2021).

6. Podsumowanie

Polski rynek ubezpieczeń na życie jest znacznie słabiej rozwinięty niż w krajach Europy Zachodniej, a od 2014 r. systematycznie spadał udział składki przypisanej brutto działu I w składce sektora ubezpieczeń ogółem. Rynek ten jest również zróżnicowany regionalnie. Generalnie wysoki popyt mierzony gęstością ubezpieczeń obserwuje się w województwach o wysokim poziomie rozwoju gospodarczego (mazowieckim, śląskim i wielkopolskim). We wszystkich województwach przeważająca część przypisu

składki pochodziła z polis indywidualnych, jednak należy zauważyć rosnącą rolę polis grupowych.

Zastosowane modele ekonometryczne potwierdziły wpływ czynników ekonomicznych na popyt na ubezpieczenia na życie na rynkach regionalnych. Pobudzeniu aktywności rynku sprzyjają poprawa sytuacji gospodarczej regionu i wzrost dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych. Zainteresowanie polisami na życie zmniejsza się w wyniku złej sytuacji na rynku pracy, którą odzwierciedla stopa bezrobocia, przy czym elastyczność popytu na ubezpieczenia na życie jest różna dla ubezpieczeń indywidualnych i grupowych. Popyt na ubezpieczenia indywidualne silniej reaguje na zmiany dochodu rozporządzalnego (pozytywnie) i stopy bezrobocia (negatywnie), a popyt na ubezpieczenia grupowe – na zmiany sytuacji gospodarczej regionu. Konsumpcja ubezpieczeń na życie w danym okresie zależy od jej poziomu w okresie poprzednim, co wskazuje na trwałość zjawisk zachodzących na tym rynku.

Przeprowadzone badanie pozwala na ogólne stwierdzenie, że – podobnie jak w przypadku gospodarek narodowych – to kondycja ekonomiczna przedsiębiorstw, generujących blisko trzy czwarte polskiego PKB (Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, 2022), i gospodarstw domowych determinuje popyt na regionalnych rynkach ubezpieczeń. Efekt dochodowy wskazuje na konieczność dostosowania oferty zakładów ubezpieczeń zarówno do możliwości ekonomicznych gospodarstw domowych zamieszkujących dane województwo, jak i zakładów pracy działających na jego terenie.

Zdecydowanie wyższe dysproporcje regionalne popytu na ubezpieczenia na życie niż wykorzystanych w analizie czynników ekonomicznych skłaniają do poszukiwania innych wyznaczników popytu na usługi ubezpieczeniowe. Wskazane jest zwrócenie szczególnej uwagi na działania mogące zwiększyć zaufanie do sektora ubezpieczeń i przyczyniające się do budowania świadomości ubezpieczeniowej, szczególnie w obszarze ochrony zdrowia i życia. Niepełne zrozumienie czynników determinujących decyzje klientów może wpływać na działalność zakładów ubezpieczeń oraz oferowane przez nie produkty i usługi.

Bibliografia

- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Babbel, D. F. (1981). Inflation, Indexation, and Life Insurance Sales in Brazil. *The Journal of Risk and Insurance*, 48(1), 111–135. <https://doi.org/10.2307/252655>.
- Beck, T., Webb, I. (2003). Economic, Demographic and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries. *World Bank Economic Review*, 17(1), 51–88. <https://doi.org/10.1093/wber/lhg011>.

- Bednarczyk, T. H., Bielawska, K., Jackowska, B., Wycinka, E. (2019). *Ekonomiczne i demograficzne uwarunkowania funkcjonowania i rozwoju ubezpieczeń*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Beenstock, M., Dickinson, G., Khajuria, S. (1986). The determination of life premiums: An international cross-section analysis 1970–1981. *Insurance: Mathematics and Economics*, 5(4), 261–270. [https://doi.org/10.1016/0167-6687\(86\)90020-X](https://doi.org/10.1016/0167-6687(86)90020-X).
- Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
- Blundell, R., Bond, S. (2000). GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321–340. <https://doi.org/10.1080/07474930008800475>.
- Browne, M. J., Kim, K. (1993). An International Analysis of Life Insurance Demand. *The Journal of Risk and Insurance*, 60(4), 616–634. <https://doi.org/10.2307/253382>.
- Çelik, S., Kayali, M. M. (2009). Determinant of demand for life insurance in European countries. *Problems and Perspectives in Management*, 7(3), 32–37. https://www.businessperspectives.org/images/pdf/applications/publishing/templates/article/assets/2782/PPM_EN_2009_03_Celik.pdf.
- Dańska-Borsiak, B. (2011). *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Dragos, S. L. (2014). Life and non-life insurance demand: the different effects of influence factors in emerging countries from Europe and Asia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27(1), 169–180. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2014.952112>.
- Dragos, S. L., Mare, C., Dragota, I.-M., Dragos, C. M., Muresan, G. M. (2017). The nexus between the demand for life insurance and institutional factors in Europe: new evidence from a panel data approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 30(1), 1477–1496. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2017.1325764>.
- Dragoș, S. L., Mare, C., Dragoș, C. M. (2019). Institutional drivers of life insurance consumption: a dynamic panel approach for European countries. *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 44, 36–66. <https://doi.org/10.1057/s41288-018-0106-3>.
- Ertl, M. (2017). Insurance Convergence and Post-crisis Dynamics in Central and Eastern Europe. *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 42, 323–347. <https://doi.org/10.1057/s41288-017-0043-6>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022). *Rozwój regionalny Polski – raport analityczny 2021*. <https://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/opracowania-zbiorcze/rozwoj-regionalny-polski-raport-analityczny-2021,11,2.html>.
- Hamydova, M. (2014). Wpływ ubezpieczeń na wzrost gospodarczy – analiza krajów OECD. *Ekonomia*, (36), 151–179.
- Hodula, M., Janků, J., Časta, M., Kučera, A. (2020). *On the Determinants of Life and Non-Life Insurance Premiums* (CNB Working Paper Series 8/2020). https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/galleries/research_publications/cnb_wp/cnbwp_2020_08.pdf.
- Kabrt, T. (2022). Life Insurance Demand Analysis: Evidence from Visegrad Group Countries. *Eastern European Economics*, 60(1), 50–78.

- Kjosevski, J. (2012). The Determinants of Life Insurance Demand In Central and Southeastern Europe. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), 237–247. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p237>.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2016). *Raport o stanie sektora ubezpieczeń po IV kwartałach 2015 roku*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=56270&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2017). *Raport o stanie sektora ubezpieczeń po IV kwartałach 2016 roku*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=56265&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2018). *Raport o stanie sektora ubezpieczeń po IV kwartałach 2017 roku*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=61946&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2019). *Biuletyn Roczny. Rynek ubezpieczeń 2018*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=67227&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2020). *Biuletyn Roczny. Rynek ubezpieczeń 2019*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=71341&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2021). *Biuletyn Roczny. Rynek ubezpieczeń 2020*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=74968&p_id=18.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2022). *Biuletyn Roczny. Rynek ubezpieczeń 2021*. https://www.knf.gov.pl/?articleId=79449&p_id=18.
- Kurdyś-Kujawska, A., Sompolska-Rzechuła, A. (2019). Determinanty popytu na ubezpieczenie na życie: przykład rolników z regionu północno-zachodniej Polski. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics*, 63(7), 71–81. <http://doi.org/10.15611/pn.2019.7.06>.
- Lament, M., Bukowski, S. (2022). Wybrane determinanty rozwoju rynków ubezpieczeniowych krajów Unii Europejskiej w latach 1999–2019. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (4), 61–73. <https://doi.org/10.33995/wu2022.4.4>.
- Lemkowska, M. (2020). Funkcje ubezpieczeń gospodarczych a zrównoważony rozwój. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (2), 45–77. <https://doi.org/10.33995/wu2020.2.3>.
- Liebenberg, A. P., Carson, J. M., Dumm, R. E. (2012). A Dynamic Analysis of the Demand for Life Insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 79(3), 619–644. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2011.01454.x>.
- Lizak, P. (2022). *Ubezpieczenia na życie. Zarys charakterystyki umów ubezpieczenia na życie*. Urząd Komisji Nadzoru Finansowego. https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Ubezpieczenia_na_zycie_Zarys_charakterystyki_umow_ubezpieczenia_na_zycie_80565.pdf.
- Mare, C., Dragoș, S. L., Dragotă, I.-M. (2019). The impact of human development on the Romanian life insurance market: A county spatial econometric analysis. *Cogent Business & Management*, 6(1), 1–15. <https://doi.org/10.1080/23311975.2019.1707609>.
- Mare, C., Dragoș, S. L., Dragotă, I.-M., Dragoș, C. M. (2019). Insurance Literacy and Spatial Diffusion in the Life Insurance Market: A Subnational Approach in Romania. *Eastern European Economics*, 57(5), 375–396. <https://doi.org/10.1080/00128775.2019.1618194>.
- Millo, G., Carmeci, G. (2015). A Subregional Panel Data Analysis of Life Insurance Consumption in Italy. *The Journal of Risk and Insurance*, 82(2), 317–340. <https://doi.org/10.1111/jori.12023>.
- Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej. (b.r.). *Grupowe ubezpieczenia na życie*. <https://www.rodzinaipraca.gov.pl/narzedzia-godzenia-rol/Grupowe-ubezpieczenie-na-zycie/>.

- Mirota, F., Nehrebecka, N. (2017). Wykorzystanie dynamicznych modeli panelowych w badaniach z zakresu finansów przedsiębiorstw na przykładzie modelowania transakcyjnej rezerwy płynności. *Ekonometria. Econometrics*, (4), 37–61. <https://doi.org/10.15611/ekt.2017.4.03>.
- Ostrowska-Dankiewicz, A. (2022). Wpływ pandemii COVID-19 na rynek i efektywność ubezpieczeń na życie z ubezpieczeniowymi funduszami kapitałowymi. W: M. Lemkowska, M. Wojtkowiak (red.), *Sektor ubezpieczeń w obliczu wyzwań współczesności* (s. 26–40). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. <https://doi.org/10.18559/978-83-8211-131-6/2>.
- Parlińska, A. (2014). Zakłady ubezpieczeń na polskim rynku kapitałowym w latach 2005–2013. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (3), 97–114. https://piu.org.pl/public/upload/ibrowser/WU/WU3_2014/06%20parlinska.pdf.
- Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości. (2022). *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce*. https://www.parp.gov.pl/storage/publications/pdf/Raport-o-stanie-sektora-maych-i-rednich-przedsiębiorstw_13_10_2022.pdf.
- Polska Izba Ubezpieczeń. (2021). *Raport roczny*. <https://piu.org.pl/raport-roczny-piu/>.
- Polska Izba Ubezpieczeń. (2022). *Wpływ ubezpieczeń na polską gospodarkę i społeczeństwo. Jak ubezpieczenia pomagają Polakom*. https://piu.org.pl/wp-content/uploads/2023/03/PIU_raport-wplyw-ubepieczen-na-polska-gospodarke-2022.pdf.
- Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 12 kwietnia 2016 r. w sprawie szczególnych zasad rachunkowości zakładów ubezpieczeń i zakładów reasekuracji (Dz.U. 2016 poz. 562).
- Sharku, G., Grabova, P., Vullnetari, D. (2021). Impact of Economic Factors on Life and Non- Life Insurance Development in Albania – A VECM Analysis. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 9(6), 1280–1296. <https://doi.org/10.13189/ujaf.2021.090608>.
- Sliwinski, A., Michalski, T., Roszkiewicz, M. (2013). Demand for Life Insurance—An Empirical Analysis in the Case of Poland. *Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 38(1), 62–87. <https://doi.org/10.1057/gpp.2012.21>.
- Śliwiński, A. (2012). *Przestrzenne zróżnicowanie ryzyka ubezpieczeniowego a efektywność ubezpieczeń na życie*. *Ryzyko. Popyt. Zysk*. Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.
- Truett, D. B., Truett, L. J. (1990). The Demand for Life Insurance in Mexico and the United States: A Comparative Study. *The Journal of Risk and Insurance*, 57(2), 321–328. <https://doi.org/10.2307/253306>.
- Ustawa z dnia 11 września 2015 r. o działalności ubezpieczeniowej i reasekuracyjnej (Dz.U. 2015 poz. 1844).
- Ward, D., Zurbrugg, R. (2002). Law, Politics and Life Insurance Consumption in Asia. *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 27, 395–412. <https://doi.org/10.1111/1468-0440.00181>.
- Zhang, Z., Xu, H., Shan, S., Lu, Y., Duan, H., Lyu, Y. (2023). Exploration of the impact of demographic changes on life insurance consumption: empirical analysis based on Shanghai Cooperation Organization. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 36(2), 1–22. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2134905>.

Wkład ośrodków statystycznych w Krakowie i we Wrocławiu w rozwój metod klasyfikacji i analizy danych

Józef Pociecha^a, Krzysztof Jajuga^b, Marek Walesiak^c

Streszczenie. W 2022 r. minęła 10. rocznica śmierci prof. dr. hab. Kazimierza Zajęca, długoletniego kierownika Katedry Statystyki, a następnie dyrektora Instytutu Metod Rachunku Ekonomicznego, przekształconego w Instytut Statystyki, Ekonometrii i Informatyki Wyższej Szkoły Ekonomicznej, później Akademii Ekonomicznej w Krakowie. Z kolei w 2023 r. minęła 10. rocznica śmierci prof. dr. hab. Zdzisława Hellwiga, wieloletniego kierownika Katedry Statystyki i dyrektora Instytutu Cybernetyki Ekonomicznej Wyższej Szkoły Ekonomicznej, później Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu. Obaj profesorowie byli naukowymi liderami ośrodków statystycznych w wymienionych uczelniach. Celem artykułu jest przedstawienie wkładu polskich statystyków w tworzenie podstaw teoretycznych, a także w prowadzenie badań empirycznych z zakresu taksonomii numerycznej oraz metod klasyfikacji i analizy danych, ze szczególnym uwzględnieniem dorobku profesorów Zajęca i Hellwiga, jak również ich wychowanków i współpracowników. Zdaniem autorów artykułu przypomnienie osiągnięć tych uczonych jest ważne w sytuacji powszechnego cytowania głównie źródeł anglojęzycznych dotyczących klasyfikacji i analizy danych.

Słowa kluczowe: historia statystyki polskiej, klasyfikacja i analiza danych, taksonomia numeryczna, Zdzisław Hellwig, Kazimierz Zajęc

JEL: C00, C14, C45

Contribution of statistical centres in Kraków and Wrocław to the development of methods of data classification and analysis

Abstract. The year 2022 marked the 10th anniversary of the passing of Prof. Kazimierz Zajęc, the long-standing head of the Department of Statistics and later the director of the Institute of Statistics, Econometrics and Computer Science at Krakow University of Economics, while 2023 marked the 10th year of the passing of Prof. Zdzisław Hellwig, the long-standing head of the Department of Statistics and director of the Institute of Economic Cybernetics at Wrocław University of Economics. Both professors were the scientific leaders of statistical centres at the above-mentioned universities. The aim of the article is to present the contribution of Polish statisticians to the establishment of the theoretical foundations and empirical research in the

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kolegium Ekonomii, Finansów i Prawa, Polska / Krakow University of Economics, College of Economics, Finance, and Law, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3140-481X>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: poctiecha@uek.krakow.pl.

^b Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii i Finansów, Polska / Wrocław University of Economics and Business, Faculty of Economics and Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5624-6929>. E-mail: krzysztof.jajuga@ue.wroc.pl.

^c Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii i Finansów, Polska / Wrocław University of Economics and Business, Faculty of Economics and Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0922-2323>. E-mail: marek.walesiak@ue.wroc.pl

field of numerical taxonomy and methods of data classification and analysis. Particular emphasis is placed on the achievements of Professor Zajęc and Professor Hellwig and their students and associates. According to the authors of this work, recalling the achievements of these scholars is especially important as most commonly cited sources on data classification and analysis are mainly English-language.

Keywords: history of Polish statistics, classification and data analysis, numerical taxonomy, Zdzisław Hellwig, Kazimierz Zajęc

1. Wprowadzenie

Współczesne metody klasyfikacji danych wywodzą się z dziedziny wiedzy określanej mianem *taksonomia*. Słowo *taksonomia* pochodzi od greckich słów *taksis* (układ, porządek) i *nomos* (prawo, zasada). Taksonomia jest więc nauką o zasadach klasyfikacji. Pojęcie to zostało wprowadzone przez biologów zajmujących się klasyfikacją roślin i zwierząt i stało się synonimem systematyki roślin i zwierząt Linneusza. Sformułowane przez biologów zasady i metody taksonomii zostały przejęte przez antropologów, a następnie wprowadzone do badań geograficznych, ekonomicznych, socjologicznych i psychologicznych. Początkowo taksonomia miała charakter opisowy, jakościowy, jednak szybko zauważono, że zasady taksonomii są prawami klasyfikacji wielocechowej (wielowymiarowej), a więc właściwymi jej metodami są metody ilościowe (Pociecha i in., 1988).

Dla podkreślenia, że tego typu klasyfikacja ma charakter wielowymiarowy, wyrażany ilościowo, z czasem na jej określenie wprowadzono nazwę *taksonomia numeryczna* (ang. *numerical taxonomy*). Termin ten był powszechnie stosowany w literaturze anglojęzycznej w obszarze nauk biologicznych (Sneath i Sokal, 1973; Sokal i Sneath, 1963). W późniejszym czasie, na gruncie amerykańskich badań psychologicznych (Tryon i Bailey, 1970), pojawił się termin *analiza skupień* (ang. *cluster analysis*), który z czasem wyparł *taksonomię numeryczną*. Wymienione metody są współcześnie zaliczane zarówno do statystyki, jak i do nauki o danych (ang. *data science*).

Celem artykułu jest przedstawienie wkładu polskich statystyków w tworzenie podstaw teoretycznych, a także prowadzenie badań empirycznych z zakresu taksonomii numerycznej oraz metod klasyfikacji i analizy danych ze szczególnym uwzględnieniem dorobku Kazimierza Zajęca i Zdzisława Hellwiga, jak również ich wychowanków i współpracowników. Zdaniem autorów artykułu przypomnienie osiągnięć tych uczonych jest ważne w sytuacji powszechnego cytowania głównie źródeł anglojęzycznych dotyczących klasyfikacji i analizy danych.

2. Korzenie współczesnych metod klasyfikacji danych

Polscy naukowcy wnieśli cenny wkład w rozwój wielu dziedzin wiedzy statystycznej. Mogą się poszczycić m.in. dwoma fundamentalnymi osiągnięciami na drodze wprowadzania metod klasyfikacji i analizy danych, które przyczyniły się do powstania taksonomii numerycznej. Pierwszym z nich było opracowanie przez Jana Czekanowskiego oryginalnej metody ilościowej. W pracach opublikowanych w języku niemieckim (Czekanowski, 1910) i polskim (Czekanowski, 1913) badacz zaproponował miarę podobieństwa taksonomicznego jako średnią arytmetyczną bezwzględnych wartości różnic pomiędzy wystandaryzowanymi wartościami cech diagnostycznych dla rozpatrywanej pary obiektów, którą nazwał *różnicą przeciętną* (w literaturze polskiej znaną jako *odległość Czekanowskiego*). Łatwo zauważyć, że w istocie jest to dobrze znana *odległość miejska*. Dla tak wyliczonej macierzy odległości pomiędzy obiektami Czekanowski zaproponował diafrazyczną metodę jej porządkowania, nazywaną *metodą Czekanowskiego*. Polega ona na zamianie macierzy odległości w diagram (zwany *diagramem Czekanowskiego*), w którym wartości różnic przeciętnych lub innych miar podobieństwa taksonomicznego zastępuje się odpowiednimi symbolami graficznymi oznaczającymi przynależność do wcześniej wyróżnionych klas podobieństwa. Następnie diagram jest porządkowany poprzez takie przestawianie wierszy i kolumn, aby jego najbardziej podobne elementy były zgrupowane możliwie blisko siebie wzdłuż głównej przekątnej. Uporządkowany diagram pozwala na wyznaczenie częściowo pokrywających się podgrup lub rozłącznych podzbiorów klasyfikowanych obiektów.

Metoda Czekanowskiego była powszechnie stosowana do grupowania obiektów lub cech diagnostycznych, również w przypadku dużych zbiorów danych. Obecnie ma jedynie znaczenie historyczne.

Drugim osiągnięciem polskich uczonych było wprowadzenie metody taksonomicznej zwanej *wrocławską* lub *dendrytową* (Florek i in., 1951a, 1951b). Została ona zaproponowana przez zespół matematyków wrocławskich, z których większość w okresie międzywojennym pracowała we Lwowie. Podobnie jak w metodzie Czekanowskiego punktem wyjścia jest tutaj macierz odległości obiektów lub cech, przy czym jako miarę odległości przyjmuje się odległość Euklidesa. Na jej podstawie konstruowany jest dendryt (nazwany przez autorów *wrocławskim*) – nieorientowany, spójny i otwarty graf łączący wszystkie obiekty klasyfikowanego zbioru tak, aby jego długość była jak najmniejsza. Długość wiązań dendrytu jest określana wartością odpowiednich miar odległości.

Taksonomię wrocławską stosuje się nadal do celów klasyfikacji danych i w światowej literaturze jest ona znana jako *metoda pojedynczego połączenia* (ang. *single linkage method*). Często jest także przedstawiana w ramach ogólnego schematu metod Lance'a-Williamsa-Warda jako *metoda najbliższego sąsiedztwa*.

3. Rola Kazimierza Zająca w rozwoju badań taksonomicznych

W czasie drugiej wojny światowej Czekanowski przebywał w dworku Jerzego Fiericha (w okresie międzywojennym profesora Akademii Handlowej w Krakowie) w Broniszowie koło Ropczyc na Podkarpaciu. Można domniemywać, że panowie dyskutowali o problemach taksonomii. W 1950 r. Fierich został kierownikiem nowo utworzonej Katedry Statystyki w Wyższej Szkole Ekonomicznej w Krakowie (WSE). W 1957 r. opublikował artykuł *Próba zastosowania metod taksonomicznych do rejonizacji systemów rolniczych w woj. krakowskim* (Fierich, 1957). Ta praca zainspirowała innych badaczy do publikowania opracowań przedstawiających zastosowania metod taksonomicznych w badaniach społeczno-ekonomicznych, zwłaszcza ekonomiczno-rolniczych. Do najważniejszych można zaliczyć pracę Jana Steczkowskiego *Zasady i metody rejonizacji produkcji rolniczej* z 1966 r., stanowiącą rozszerzoną wersję doktoratu napisanego pod kierunkiem Fiericha. W tym opracowaniu badacz zaprezentował m.in. praktyczne zastosowanie metody taksonomicznej do wyboru cech, czyli dualne podejście w taksonomii.

W 1965 r. Katedrę Statystyki w WSE objął Kazimierz Zając, wychowanek i najbliższy współpracownik Fiericha. Sam nie zajmował się zagadnieniami taksonomicznymi, ale zachęcił swoich współpracowników do kontynuowania myśli Fiericha w zakresie badań taksonomicznych. Owocem tych działań było wiele publikacji, np. monografia Józefa Pociechy, Barbary Podolec, Andrzeja Sokołowskiego i Kazimierza Zająca *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych* z 1988 r. To jedna z najważniejszych prac dotyczących teoretycznych i metodologicznych podstaw prowadzenia badań empirycznych metodami taksonomicznymi. Przedstawiono w niej zagadnienia pomiaru w taksonomii oraz syntetycznie opisano metody hierarchizacji, grupowania i wyboru. Kolejne ważne publikacje o tej tematyce to *Ekonometryczne metody ustalania rejonów konsumpcji* (Podolec i Zając, 1978) i *Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy* (Sokołowski i Zając, 1987). Ich autorzy, stosując metody taksonomiczne, badali związki zachodzące między rozwojem demograficznym a rozwojem gospodarczym. Wymienione pozycje stały się dla polskich badaczy inspiracją do wykorzystywania metod taksonomii numerycznej w badaniach statystycznych.

Od 1965 r. z inspiracji profesorów WSE organizowana jest coroczna Konferencja Statystyków, Ekonometryków i Matematyków Polski Południowej (Konferencja SEMPP). To wydarzenie stało się platformą współpracy naukowej, w znacznej mierze w zakresie badań taksonomicznych, a jednocześnie koleżeńskej konkurencji pomiędzy naukowcami pracującymi na uczelniach ekonomicznych w Krakowie, Katowicach i we Wrocławiu. W czasach utrudnionego dostępu do literatury światowej konferencja odgrywała nieocenioną rolę w wymianie myśli i doświadczeń badawczych.

4. Wkład ośrodka krakowskiego w rozwój teorii i zastosowań metod taksonomicznych

W latach 70. XX w. w Katedrze Statystyki WSE powołano zespół badawczy skupiony wokół Aleksandra Zeliasia, doktoranta profesorów Fiericha i Zająca. W 1970 r. opublikowano rozprawę habilitacyjną Zeliasia *Ekonometryczne metody budowy prognoz*. Zasadniczo praca dotyczyła problematyki prognozowania, lecz dużą uwagę poświęcono w niej również prezentacji analizy czynnikowej jako metody rejonizacji produkcji rolniczej. W kolejnych latach wydano w Polsce wiele publikacji przedstawiających zastosowania metody analizy czynnikowej do klasyfikacji obiektów gospodarczych.

Uczniowie Zeliasia również dążyli do poszerzania wachlarza stosowanych w Polsce metod taksonomicznych. Tadeusz Grabiński w pracy doktorskiej *Dynamiczne modele analizy taksonomicznej* z 1975 r. rozszerzył badania taksonomiczne o wymiar czasu oraz o niestosowane dotychczas w badaniach społeczno-ekonomicznych w naszym kraju hierarchiczne, aglomeracyjne metody Lance'a-Williamsa-Warda, metodę Kinga, dendryt Prima i dendrogram Gowera-Rossa. Jego rozprawa habilitacyjna *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk* (Grabiński, 1984) łączyła problemy dynamiki klasyfikacji wielowymiarowej z ideami prowadzenia badań porównawczych wyznaczanymi przez Hellwiga. Z kolei Stanisław Wydimus w rozprawie habilitacyjnej *Metody wielowymiarowej analizy rozwoju społeczno-gospodarczego* z 1984 r. przedstawił metody wielowymiarowej analizy porównawczej i ich zastosowanie do określania poziomu i kierunków rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych krajów.

Fundamentalną pracą z zakresu zastosowania taksonomii numerycznej do modelowania zjawisk społeczno-gospodarczych, autorstwa wymienionych badaczy, stały się *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-ekonomicznych* (Grabiński i in., 1989). Dużo uwagi poświęcono tu ogólnym założeniom taksonomii numerycznej, funkcjom i miernikom odległości, taksonomicznym metodom porządkowania i grupowania obiektów oraz zagadnieniom wielowymiarowej analizy porównawczej. Omówiono też specyficzne problemy i zastosowania metod taksonomicznych, w tym np. ocenę poprawności procedur porządkowania liniowego, analizę poprawności metod grupowania i zastosowanie metod taksonomicznych w doborze zmiennych diagnostycznych do modeli ekonometrycznych, a także związki taksonomii numerycznej z modelowaniem ekonometrycznym.

Ośrodek krakowski zajmował się nie tylko przenoszeniem na polski grunt nowych metod, lecz także proponował własne rozwiązania. Najbardziej znane to taksonomia struktur i procedura porządkowania macierzy podobieństwa taksonomicznego, nazywana też *metodą eliminacji wektorów* (Chomątowski i Sokołowski, 1978). Polega ona na przekształceniu macierzy odległości w macierz binarną i eliminowaniu obiektów

niepodobnych do pozostałych. Warto zwrócić uwagę także na pracę *Metody badania przestrzennej zwartości podzbiorów otrzymanych w wyniku taksonomicznego grupowania jednostek terytorialnych* (Podolec i Sokołowski, 1984). Zapoczątkowała ona szereg publikacji dotyczących poszukiwania metod badania terytorialnej zwartości podzbiorów, które mogłyby być interpretowane jako regiony geograficzne lub gospodarcze (regiony) – zwarte terytorialnie, rozłączne i pozwalające na wyodrębnianie ich specyfiki.

Ze względu na liczne osiągnięcia teoretyczne i aplikacyjne przedstawiciele ośrodka krakowskiego, jak również ośrodka wrocławskiego, z którym uczelnia krakowska współpracowała w zakresie rozwijania metod taksonomicznych, dążyli do wystąpienia na forum międzynarodowym. Okazja ku temu nadarzyła się, gdy Zajac otrzymał zaproszenie do udziału w The First Conference of the International Federation of Classification Societies w Aachen w 1987 r. W spotkaniu wzięło udział ponad trzystu uczestników (w tym dziesięciu zza żelaznej kurtyny). Wśród nich znaleźli się Zajac i Pociecha, którzy wygłosili dwa referaty: *Empirical tests of multidimensional uniformity* i *Cluster analysis method and regression modeling*, opublikowane później w czasopiśmie „Control and Cybernetics” (Pociecha i Sokołowski, 1989; Pociecha i Zajac, 1989).

5. Zdzisław Hellwig – pionier metod analizy danych w ośrodku wrocławskim

Pionierem badań nad analizą danych w ośrodku wrocławskim był Zdzisław Hellwig. Jego zainteresowania naukowe od samego początku oscylowały wokół tej dziedziny wiedzy, a w pierwszym okresie koncentrowały się na analizie regresji. Tego tematu dotyczyła jego praca doktorska *Regresja liniowa i jej zastosowania w ekonomii* (Hellwig, 1958) i rozprawa habilitacyjna *Przyczynki do teorii regresji* (Hellwig, 1961). W 1965 r. ukazała się książka Hellwiga *Aproksymacja stochastyczna* – dziś rzadziej cytowana, choć wydaje się, że ma ona fundamentalne znaczenie dla stochastycznego podejścia do analizy danych. Studiując tę pozycję, warto zwrócić uwagę na:

- wprowadzenie koncepcji aproksymacji funkcji regresji w podejściu stochastycznym;
- wprowadzenie pojęć *widmo* i *śląd rozkładu* oraz podanie sposobu estymacji *ślądu rozkładu* (pojęcia te dotyczą obszaru jednakowych prawdopodobieństw dla rozkładu dwuwymiarowego);
- przedstawienie propozycji koncepcji zmiennej losowej dystansowej – jest to ujęcie stochastyczne odległości między obiektami;
- podanie uproszczonej metody szacowania parametrów regresji liniowej;
- przedstawienie propozycji pomiaru zależności nieliniowej.

Wymienione metody mieszczą się w nurcie rozważań, w których badacz łączył klasyczne metody analizy danych, wywodzące się z podejścia opisowego, z ujęciem stochastycznym, w którym parametry opisowe, np. odległość euklidesowa, są traktowane jako zmienne losowe (w przypadku odległości jest to zmienna losowa dystansowa).

W 1968 r. Hellwig opublikował nowatorski artykuł dotyczący metod porządkowania liniowego. Zaproponował metodę wzorca rozwoju, która zapoczątkowała rozwój wzorcowych metod porządkowania liniowego. Jak wiadomo, metoda ta bazuje na odległości obiektów od sztucznego obiektu, dla którego wartości zmiennych są najbardziej pożądane w danym zbiorze obiektów. Na potrzeby tej metody Hellwig wprowadził pojęcia *stymulanta* i *destymulanta*, a także zaproponował stosowne normalizacje ujednolicające charakter i określone cechy zmiennych.

Warto zaznaczyć, że metoda wzorca rozwoju Hellwiga jest chronologicznie trzecim – po metodzie Czekanowskiego i metodzie taksonomii wrocławskiej – osiągnięciem polskich badaczy w zakresie klasyfikacji i analizy danych często przywoływanym w literaturze światowej.

Hellwig opublikował także wiele artykułów zawierających propozycje metod przydatnych w klasyfikacji i analizie danych, do dziś stosowanych w pracach empirycznych. Należą do nich m.in. metody:

- pojemności informacji (Hellwig, 1969), w której zmienne objaśniające w modelu regresji są wybierane na podstawie wysokich wartości współczynników korelacji ze zmienną objaśnianą i niskich wartości współczynników korelacji z innymi zmiennymi objaśniającymi;
- prognozowania z zastosowaniem wag harmonicznych (Hellwig, 1967).

Należy podkreślić inspirujący charakter dyskusji naukowych Hellwiga z uczniami i współpracownikami, które zaowocowały wieloma pomysłami i publikacjami składającymi się na dorobek naukowy ośrodka wrocławskiego. Wroclawska myśl naukowa promieniowała w tym czasie na całe środowisko polskich statystyków.

6. Wkład ośrodka wrocławskiego w rozwój metodyki i badań empirycznych z zakresu klasyfikacji i analizy danych

Nowatorska praca Hellwiga z 1968 r. zapoczątkowała w ośrodku wrocławskim rozwój badań dotyczących metod taksonomicznych. Można je pogrupować według dwóch kryteriów na:

- metodyczne i empiryczne;
- dotyczące klasyfikacji, porządkowania liniowego oraz pojęć wykorzystywanych w klasyfikacji i porządkowaniu liniowym.

Najważniejsze prace metodyczne powstałe w ośrodku wrocławskim dotyczą zarówno metod klasyfikacji, jak i metod porządkowania liniowego, a ponadto zagadnień

powiązanych z nimi, takich jak normalizacja zmiennych i wyznaczanie odległości między obiektami.

Oto lista najważniejszych osiągnięć metodycznych ośrodka wrocławskiego:

- opracowanie przez Urszulę Siedlecką (wówczas jeszcze pod nazwiskiem Królik), Władysława Bukietyńskiego, Zdzisława Hellwiga i Antoniego Smoluka metody klasyfikacji znanej jako *metoda kul*, opublikowanej w pracy *Uwagi o dyskryminacji zbiorów skończonych* (Bukietyński i in., 1969);
- opracowanie przez Marię Cieślak metody sum standaryzowanych, opublikowanej w pracy *Modele zapotrzebowania na kadry kwalifikowane* (Cieślak, 1976);
- opracowanie innych metod porządkowania liniowego, opublikowanych przez Stanisławę Bartosiewicz w pracy *Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym* (Bartosiewicz, 1984) i Tadeusza Borysa w pracy *Propozycja agregatywnej miary rozwoju obiektów* (Borys, 1978b);
- propozycja Wiesława Pluty (1977), aby oprzeć metodę porządkowania liniowego na wzorcu (najlepszy obiekt) i antywzorcu (najgorszy obiekt);
- opracowanie przez Krzysztofa Jajugę (1984) metody klasyfikacji rozmytej, stanowiącej uogólnienie klasycznych metod klasyfikacji – w tej metodzie klasy są zbiorami rozmytymi i określony jest stopień przynależności obiektów do klas;
- opracowanie przez Jajugę (1986) metody regresji rozmytej, w której otrzymuje się klasy rozmyte, a każda klasa jest opisana kilkoma funkcjami regresji z różnymi stopniami przynależności każdej funkcji do każdej klasy;
- propozycja Marka Walesiaka (2002) uogólnionej miary odległości uwzględniającej to, że często w badaniach zbiorów zmiennych obejmuje zmienne mierzone na różnych skalach (ilorazowa, różnicowa, porządkowa, nominalna);
- zastosowanie przez Siedlecką (1976) podejścia stochastycznego w klasyfikacji;
- opracowanie przez Danutę Strahl (1987) metody klasyfikacji znajdującej zastosowanie, gdy dane mają charakter struktur;
- opracowanie przez Tadeusza Borysa (1978a) metod dotyczących normalizacji zmiennych oraz wprowadzenie pojęcia *nominanta*;
- opracowanie i rozwijanie w ośrodku w Jeleniej Górze metody analizy danych symbolicznych (Dudek, 2013; Gatnar i Walesiak, 2011);
- opracowanie metody hybrydowej – łączącej zastosowanie porządkowania liniowego ze skalowaniem wielowymiarowym (Walesiak, 2016).

W ośrodku wrocławskim powstało wiele prac empirycznych, najwięcej na wydziale jeleniogórskim. Dotyczą one czterech obszarów zastosowań:

- marketingu – Bąk (2004, 2013); Gatnar i Walesiak (2004); Sobczak (2010); Sztemberg-Lewandowska (2008); Walesiak (1993, 1996); Walesiak i Bąk (1997, 2000); Zaborski (2001);

- ekologii – pionierskie prace Borysa, zwłaszcza *Wskaźniki ekorozwoju* (Borys, 1999);
- gospodarki regionalnej – Markowska (2012); Strahl (2006);
- finansów – Jajuga (1998).

Zastosowanie metod klasyfikacji i analizy danych w badaniach empirycznych jest uwarunkowane możliwością przeprowadzania obliczeń, czasem dość skomplikowanych. Jednym ze środowisk obliczeniowych najlepiej przystosowanych do wykorzystywania i doskonalenia metod klasyfikacji i analizy danych jest środowisko R. Ośrodek jeleniogórski może się poszczycić dużymi osiągnięciami w rozwijaniu tego narzędzia, ponieważ opracowano tam wiele procedur umożliwiających zastosowanie bardziej zaawansowanych metod (zob. Walesiak i Gatnar, 2009). Na stronie internetowej środowiska R¹ dostępne są pakiety statystyczne autorstwa pracowników Katedry Ekonometrii i Informatyki Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu: `clusterSim` – służący głównie analizie skupień (Walesiak i Dudek, 2023a); `conjoint` – wspomagający wykorzystanie metody *conjoint analysis* w badaniach preferencji konsumentów (Bąk i Bartłomowicz, 2018); `symbolicDA` – służący analizie danych symbolicznych (Dudek i in., 2023) i `mdsOpt` – służący optymalizacji wyboru procedury skalowania wielowymiarowego (Walesiak i Dudek, 2023b).

7. Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego promotorem rozwoju współczesnych metod statystycznych

Zacieśniająca się od połowy lat 60. XX w. współpraca naukowa katedr statystyki ówczesnych wyższych szkół ekonomicznych w Krakowie i we Wrocławiu, a także w Katowicach zaowocowała pomysłem organizowania wspólnych konferencji naukowych poświęconych problematyce metod taksonomicznych. Inicjatorem tego przedsięwzięcia był Hellwig. Pierwsze pięć konferencji zorganizowała Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu pod patronatem Komitetu Statystyki i Ekonometrii Polskiej Akademii Nauk (zob. zestawienie 2).

Pokłosiem udziału Zająca i Pocięchy w pierwszej konferencji IFCS oraz organizacji wspomnianych konferencji było powołanie w 1988 r. ogólnopolskiej Sekcji Taksonomicznej przy Polskim Towarzystwie Statystycznym (PTS). Sekcja ta, we współpracy z Akademią Ekonomiczną w Krakowie, zorganizowała w 1989 r. w Mogilnach k. Krakowa konferencję naukową *Taksonomia – teoria i jej zastosowania*. W trakcie konferencji wybrano Radę Sekcji w składzie: Józef Pocięcha – przewodniczący, Krzysztof Jajuga – wiceprzewodniczący, Andrzej Iwasiewicz – sekretarz, Zdzisław Hellwig

¹ <https://cran.r-project.org/>.

i Kazimierz Zając – członkowie. Wybrane referaty wygłoszone na konferencji zostały opublikowane w monografii pod redakcją Pocięchy (1990).

W 1992 r. zmieniono nazwę Sekcji Taksonomicznej PTS na Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych (SKAD)². W 1992 r. ustalono zasadę dwuletniej kadencji władz SKAD. Zestawienie 1 zawiera listę przewodniczących Rady SKAD.

Zestawienie 1. Przewodniczący Rady SKAD

Kadencja	Przewodniczący	Kadencja	Przewodniczący
1989–1992	Józef Pocięcha	2009–2010	Marek Walesiak
1993–1994	Krzysztof Jajuga	2011–2012	
1995–1996		Józef Pocięcha	
1997–1998			
1999–2000	Andrzej Sokołowski	2013–2014	Krzysztof Jajuga
2001–2002			
2003–2004			
2005–2006	Krzysztof Jajuga	2015–2016	Andrzej Dudek
2007–2008			
		2017–2018	
		2019–2020	
		2021–2022	
		2023–2024	

Źródło: opracowanie własne.

Od 1993 r. corocznie organizowane są konferencje SKAD. Ich zasadniczym celem jest prezentacja osiągnięć i wymiana doświadczeń dotyczących teoretycznych i aplikacyjnych zagadnień klasyfikacji i analizy danych. To forum służy podsumowaniu wiedzy, a także przedstawieniu i promocji nowatorskich dokonań i wskazaniu kierunków dalszych prac. W zestawieniu 2 zamieszczono informacje dotyczące konferencji, które odbyły się w latach 1979–2024.

Zestawienie 2. Wykaz konferencji SKAD i poprzedzających je konferencji poświęconych metodom taksonomicznym

Lp.	Termin	Miejsce	Organizator
1	25 października 1979 r.	Szklarska Poręba	Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu
2	11–12 listopada 1981 r.	Wrocław	
3	5–6 grudnia 1983 r.	Ustronie k. Kępna	
4	25–27 października 1984 r.	Zachemie	
5	15–17 października 1987 r.	Zachemie	Akademia Ekonomiczna w Krakowie
6	27–28 września 1989 r.	Mogilany k. Krakowa	
7	13–15 października 1993 r.	Karpacz	Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu
8	28 września 1994 r.	Kraków	Akademia Ekonomiczna w Krakowie

² W tej części opracowania wykorzystano publikacje Jajugi i Walesiaka (1995, 1997, 2002, 2007, 2012a, 2012b, 2016, 2017) oraz Jajugi i in. (2015).

Zestawienie 2. Wykaz konferencji SKAD i poprzedzających je konferencji poświęconych metodom taksonomicznym (dok.)

Lp.	Termin	Miejsce	Organizator
9	17–19 października 1995 r.	Szklarska Poręba	Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu
10	23–25 października 1996 r.	Ustroń	Akademia Ekonomiczna w Katowicach
11	8–9 października 1997 r.	Łódź	Uniwersytet Łódzki
12	5–7 października 1998 r.	Świeradów-Zdrój	Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu
13	10–12 października 1999 r.	Ryto	Akademia Ekonomiczna w Krakowie i Akademia Ekonomiczna w Katowicach
14	23–25 października 2000 r.	Ustroń	Akademia Ekonomiczna w Katowicach
15	22–24 października 2001 r.	Łądek-Zdrój	Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu
16	10–12 września 2002 r.	Międzyzdroje	Uniwersytet Szczeciński
17	15–17 września 2003 r.	Skorzęcin	Akademia Ekonomiczna w Poznaniu
18	15–17 września 2004 r.	Białowieża	Politechnika Białostocka
19	21–23 września 2005 r.	Podlesice k. Kroczyca	Uniwersytet Łódzki i Politechnika Częstochowska
20	20–22 września 2006 r.	Wisła	Akademia Ekonomiczna w Katowicach
21	19–21 września 2007 r.	Krynica-Zdrój	Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
22	17–19 września 2008 r.	Jastrzębia Góra	Uniwersytet Gdański
23	15–18 września 2009 r.	Międzyzdroje	Uniwersytet Szczeciński
24	15–17 września 2010 r.	Toruń	Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu i Wyższa Szkoła Bankowa w Toruniu
25	21–23 września 2011 r.	Wągrowiec	Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu i Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu
26	10–12 września 2012 r.	Lipowy Most k. Supraśla	Politechnika Białostocka
27	11–13 września 2013 r.	Karpacz	Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
28	8–10 września 2014 r.	Międzyzdroje	Uniwersytet Szczeciński
29	14–16 września 2015 r.	Gdańsk / Sopot	Uniwersytet Gdański
30	19–21 września 2016 r.	Bełchatów	Uniwersytet Łódzki
31	23–25 października 2017 r.	Kraków	Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
32	10–12 września 2018 r.	Ciechocinek	Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu i Wyższa Szkoła Bankowa w Toruniu
33	18–20 września 2019 r.	Szczecin	Uniwersytet Szczeciński
34	7–9 września 2020 r.	Sopot (konferencja zdalna)	Uniwersytet Gdański
35	8–10 września 2021 r.	Poznań (konferencja zdalna)	Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
36	7–8 września 2022 r.	Warszawa	Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
37	19–20 września 2023 r.	Katowice	Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
38	5–6 czerwca 2024 r.	Kraków	Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Źródło: opracowanie własne.

W 1992 r. Rada SKAD, licząca wówczas 33 członków, złożyła wniosek o przystąpienie do międzynarodowej federacji towarzystw klasyfikacyjnych – International Federation of Classification Societies (IFCS)³. Przyjęcie Sekcji nastąpiło dwa lata później. Działalność SKAD jest ściśle związana z działalnością IFCS. Obecnie Sekcję tworzy 18 towarzystw naukowych, których członkowie zajmują się klasyfikacją i analizą danych. To czwarta pod względem liczebności organizacja należąca do IFCS (po towarzystwach niemieckim, japońskim i amerykańskim).

SKAD jest pozytywnie postrzegana w polskim i międzynarodowym środowisku naukowym. Jej członkowie biorą aktywny udział w międzynarodowych konferencjach. Od momentu przyjęcia SKAD do IFCS jej reprezentanci uczestniczą w pracach Rady Federacji (IFCS Council) – obecnie są nimi Krzysztof Jajuga i Andrzej Sokołowski. Przez cztery lata Jajuga pełnił funkcję członka zarządu IFCS ds. publikacji. W latach 2020–2023 Andrzej Dudek był sekretarzem naukowym IFCS. Ponadto Jajuga został wybrany na prezydenta IFCS na lata 2025–2026, a w kadencji 2023–2024 pełni funkcję prezydenta elekta.

W 2002 r. SKAD była organizatorem światowej konferencji IFCS w Krakowie. Za kwestie organizacyjne odpowiadał Sokołowski, a za program naukowy – Jajuga. Część referatów wygłoszonych w czasie konferencji została opublikowana w monografii pod redakcją Jajugi i in. (2002).

W konferencjach SKAD wielokrotnie uczestniczyli naukowcy z zagranicy. Przeglądając się historii tych wydarzeń, można zaobserwować, że do 2019 r. istniała równowaga między liczbą referatów dotyczących teorii a liczbą referatów poświęconych zastosowaniom, od 2020 r. zauważalna jest przewaga tych drugich. Do 2017 r. wygłoszone referaty były publikowane: w latach 1994–1998 jako kolejne tomy wydawanej raz w roku monografii *Taksonomia*, a następnie jako roczniki „Taksonomia. Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, od 2008 r. (po zmianie nazwy uczelni) – „Taksonomia. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”. Wybrane referaty z lat 2019–2021 zostały opublikowane w monografiach wydawnictwa Springer. Niektóre artykuły z lat 2018 i 2022 ukazały się w rekomendowanych czasopismach. Sprawozdania z konferencji są cyklicznie publikowane w *Przeglądzie Statystycznym. Statistical Review*. Warto dodać, że od 2004 r. (z wyjątkiem konferencji odbywających się zdalnie) obowiązuje procedura kwalifikacji referatów do ogłoszenia oraz prezentacji plakatowej przez Komitet Naukowy.

³ Federacja została utworzona 4 lipca 1985 r. w Cambridge przez sześć towarzystw lub ich odpowiednio wyspecjalizowane sekcje (amerykańską, brytyjską, francuskojęzyczne, japońską, niemiecką i włoską).

8. Podsumowanie

Rozwój polskiej myśli statystycznej w zakresie ilościowych metod taksonomii, a następnie metod klasyfikacji i analizy danych kształtował się tak, że jej źródła należy szukać w lwowskiej szkole antropologicznej stworzonej przez Jana Czekanowskiego i lwowskiej szkole matematycznej, której wybitnym przedstawicielem był Hugo Steinhaus, współtwórca taksonomii wrocławskiej. Po zawierusze wojennej – dzięki osiągnięciom naukowym i organizacyjnym Zdzisława Hellwiga i Kazimierza Zająca – metody taksonomiczne i ich zastosowania w zakresie badań społeczno-ekonomicznych znalazły swoje miejsce w katedrach statystyki uczelni ekonomicznych Wrocławia i Krakowa. Nasi mistrzowie zgromadzili liczne grono uczniów i współpracowników, co zaowocowało wieloma publikacjami dotyczącymi metod klasyfikacji i analizy danych.

Ramy organizacyjne współpracy naukowej w tej dziedzinie nadała stworzona w 1988 r. Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego. Należy podkreślić, że umożliwiło to wymianę myśli teoretycznej i prezentację zastosowań metod statystycznych w wielu obszarach badań społeczno-ekonomicznych między uczelniami w całym kraju.

Należy mieć nadzieję, że przypomnienie dorobku naukowego i organizacyjnego polskich statystyków w zakresie klasyfikacji i analizy danych pozwoli autorom prac naukowych czerpać z literatury i terminologii nie tylko anglojęzycznej, lecz także polskiej.

Bibliografia

- Bartosiewicz, S. (1984). Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (262), 5–8.
- Bąk, A. (2004). *Dekompozycyjne metody pomiaru preferencji w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Bąk, A. (2013). *Mikroekonometryczne metody badania preferencji konsumentów z wykorzystaniem programu R*. Wydawnictwo C.H. Beck.
- Bąk, A., Bartłomowicz, T. (2018). *conjoint: An Implementation of Conjoint Analysis Method*. <https://CRAN.R-project.org/package=conjoint>.
- Borys, T. (1978a). Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych. *Przegląd Statystyczny*, 25(2), 227–239.
- Borys, T. (1978b). Propozycja agregatywnej miary rozwoju obiektów. *Przegląd Statystyczny*, 25(3), 371–381.
- Borys, T. (red.). (1999). *Wskaźniki ekorozwoju*. Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko.
- Bukietyński, W., Hellwig, Z., Królik, U., Smoluk, A. (1969). Uwagi o dyskryminacji zbiorów skończonych. *Prace Naukowe WSE we Wrocławiu*, (21).

- Chomętowski, S., Sokołowski, A. (1978). Taksonomia struktur. *Przegląd Statystyczny*, 25(2), 217–226.
- Cieślak, M. (1976). *Modele zapotrzebowania na kadry kwalifikowane*. Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Czekanowski, J. (1910). Zur Differenzialdiagnose der Neandertallgruppe. *Korespondenz-Blatt der Deutsche Gesellschaft für Anthropologie und Urgesichte*, (9–12).
- Czekanowski, J. (1913). *Zarys metod statystycznych w zastosowaniach do antropologii*. Towarzystwo Naukowe Warszawskie.
- Dudek, A. (2013). *Metody analizy danych symbolicznych w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Dudek, A., Pełka, M., Walesiak, M. (2023). *symbolicDA: Analysis of Symbolic Data*. <https://CRAN.R-project.org/package=symbolicDA>.
- Fierich, J. (1957). Próba zastosowania metod taksonomicznych do rejonizacji systemów rolniczych w województwie krakowskim. *Mysł Gospodarcza*, (1).
- Florek, K., Łukaszewicz, J., Perkal, J., Steinhaus, H., Zubrzycki, S. (1951a). Sur le liaison et la division des points d'un ensemble fini. *Colloquium Mathematicum*, 2(3–4), 282–285. <https://doi.org/10.4064/cm-2-3-4-282-285>.
- Florek, K., Łukaszewicz, J., Perkal, J., Steinhaus, H., Zubrzycki, S. (1951b). Taksonomia wrocławska. *Przegląd Antropologiczny*, 17, 193–211.
- Gatnar, E., Walesiak, M. (red.). (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Gatnar, E., Walesiak, M. (red.). (2011). *Analiza danych jakościowych i symbolicznych z wykorzystaniem programu R*. Wydawnictwo C.H. Beck.
- Grabiński, T. (1975). *Dynamiczne modele analizy taksonomicznej* (praca doktorska, maszynopis). Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Grabiński, T. (1984). *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*. Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Grabiński, T., Wydymus, S., Zeliaś, A. (1989). *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-ekonomicznych*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Hellwig, Z. (1958). *Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Hellwig, Z. (1961). Przyczynek do teorii regresji. *Zeszyty Naukowe WSE we Wrocławiu*, (12).
- Hellwig, Z. (1965). *Aproksymacja stochastyczna*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Hellwig, Z. (1967). Schemat budowy prognozy statystycznej metody wag harmonicznych. *Przegląd Statystyczny*, 14(2), 258.
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, 15(4), 307–327.
- Hellwig, Z. (1969). Problem optymalnego wyboru predyktant. *Przegląd Statystyczny*, 16(3–4), 221–238.

- Jajuga, K. (1984). Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji. *Przegląd Statystyczny*, 18(3/4), 237–250.
- Jajuga, K. (1986). Linear fuzzy regression. *Fuzzy Sets and Systems*, 20(3), 343–353. [https://doi.org/10.1016/S0165-0114\(86\)90045-X](https://doi.org/10.1016/S0165-0114(86)90045-X).
- Jajuga, K. (1998). Classification and data analysis in finance. W: C. Hayashi, K. Yajima, H. H. Bock, N. Ohsumi, Y. Tanaka, Y. Baba (red.), *Data Science, Classification, and Related Methods* (s. 63–70). Springer. https://doi.org/10.1007/978-4-431-65950-1_5.
- Jajuga, K., Pocięcha, J., Walesiak, M. (2015). 25 lat SKAD. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics*, (384), 15–24. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.384.01>.
- Jajuga, K., Sokołowski, A., Bock, H. H. (red.). (2002). *Classification, Clustering and Data Analysis. Recent Advances and Applications*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-56181-8>.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (1995). Section of Classification and Data Analysis of Polish Statistical Association (SKAD). *Statistics in Transition*, 2(2), 251–253.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (1997). O konferencjach taksonomicznych – fakty i refleksje. W: K. Jajuga, M. Walesiak (red.), *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania* (s. 7–17). Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2002). Konferencje taksonomiczne – fakty i refleksje. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (942), 13–30.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2007). Taxonomic conferences – some facts and remarks. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (1169), 37–38.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2012a). Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych (SKAD). W: K. Kruszka (red.), *Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912–2012* (s. 146–156). Polskie Towarzystwo Statystyczne. https://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/poznan/ASSETS_PTS1912-2012.pdf.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2012b). XXV lat konferencji taksonomicznych – fakty i refleksje. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics*, (242), 47–49.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2016). The XXIV Conference “Classification and Data Analysis – Theory and Applications” 14–16 September 2015, Gdańsk, Poland. *Statistics in Transition new series*, 17(2), 353–354. <https://doi.org/10.59170/stattrans-2016-021>.
- Jajuga, K., Walesiak, M. (2017). Trzydzieści konferencji taksonomicznych – kilka faktów i refleksji. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Research Papers of Wrocław University of Economics*, (468), 13–19. <https://doi.org/10.15611/pn.2017.468.01>.
- Markowska, M. (2012). *Dynamiczna taksonomia innowacyjności regionów*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Pluta, W. (1977). *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Pocięcha, J. (red.). (1990). *Taksonomia – teoria i jej zastosowania*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Pocięcha, J., Podolec, B., Sokołowski, A., Zając, K. (1988). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Państwowe Wydawnictwo Naukowe.

- Pociecha, J., Sokołowski, A. (1989). Empirical tests of multidimensional uniformity. *Control and Cybernetics*, 18(1).
- Pociecha, J., Zając, K. (1989). Cluster analysis methods and regression modelling. *Control and Cybernetics*, 18(1).
- Podolec, B., Sokołowski, A. (1984). Metody badania przestrzennej zwartości podzbiorów otrzymanych w wyniku taksonomicznego grupowania jednostek terytorialnych. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (262).
- Podolec, B., Zając, K. (1978). *Ekonometryczne metody ustalania rejonów konsumpcji*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Siedlecka, U. (1976). Zastosowanie metody taksonomii stochastycznej do dyskryminacji zbiorów skończonych. *Przegląd Statystyczny*, 23(3), 275–288.
- Sneath, P. H. A., Sokal, R. R. (1973). *Numerical Taxonomy*. W. H. Freeman and Company.
- Sobczak, E. (2010). *Segmentacja rynków zagranicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Sokal, R. R., Sneath, P. H. A. (1963). *Principles of Numerical Taxonomy*. W. H. Freeman and Company.
- Sokołowski, A., Zając, K. (1987). *Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Steczkowski, J. (1966). *Zasady i metody rejonizacji produkcji rolniczej*. Państwowe Wydawnictwo Rolnicze i Leśne.
- Strahl, D. (1987). Dyskryminacja struktur. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (360), 111–123.
- Strahl, D. (red.). (2006). *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Szttemberg-Lewandowska, M. (2008). *Analiza czynnikowa w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Tryon, R. C., Bailey, D. E. (1970). *Cluster Analysis*. McGraw-Hill.
- Walesiak, M. (1993). Statystyczna analiza wielowymiarowa w badaniach marketingowych. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (654).
- Walesiak, M. (1996). *Metody analizy danych marketingowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Walesiak, M. (2002). *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Walesiak, M. (2016). Visualization of linear ordering results for metric data with the application of multidimensional scaling. *Ekonometria. Econometrics*, (2), 9–21. <https://doi.org/10.15611/ekt.2016.2.01>.
- Walesiak, M., Bąk, A. (1997). *Realizacja badań marketingowych metodą conjoint analysis z wykorzystaniem pakietu statystycznego SPSS for Windows*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Walesiak, M., Bąk, A. (2000). *Conjoint analysis w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.

Walesiak, M., Dudek, A. (2023a). *clusterSim: Searching for Optimal Clustering Procedure for a Data Set*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.clusterSim>.

Walesiak, M., Dudek, A. (2023b). *mdsOpt: Searching for Optimal MDS Procedure for Metric and Interval-Valued Data*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.mdsOpt>.

Walesiak, M., Gatnar, E. (red.). (2009). *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*. Wydawnictwo Naukowe PWN.

Wydymus, S. (1984). *Metody wielowymiarowej analizy rozwoju społeczno-gospodarczego*. Wyższa Szkoła Ekonomiczna w Krakowie.

Zaborski, A. (2001). *Skalowanie wielowymiarowe w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.

Zeliaś, A. (1970). *Ekonometryczne metody budowy prognoz (na przykładzie produkcji roślinnej)*. Wyższa Szkoła Ekonomiczna w Krakowie.

53. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

53rd Polish Nationwide Statistical Competition

Za nami 53. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (OKS), organizowany przez Centralną Bibliotekę Statystyczną im. Stefana Szulca (CBS) pod patronatem Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego. Celem konkursu jest rozwijanie i popularyzowanie wiedzy o statystyce wśród uczniów szkół średnich. Zadanie konkursowe polega na przygotowaniu pracy pisemnej na jeden z trzech zaproponowanych tematów. W tegorocznej edycji OKS tematy brzmiały następująco:

1. Na podstawie rozdziału 10 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2023 lub 2022) napisz, jaką rolę odgrywają sport i turystyka w życiu codziennym Polaków.
2. Na podstawie rozdziału 10 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2023 lub 2022) oceń rozwój uczestnictwa Polaków w kulturze.
3. Na podstawie rozdziału 6 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2023 lub 2022) zanalizuj dochody i wydatki gospodarstw domowych w Polsce.

Na konkurs wpłynęło 148 prac z całego kraju. Największą popularnością cieszył się pierwszy temat. Kierując się kryteriami określonymi w regulaminie konkursu (stopień wykorzystania danych z rocznika, umiejętność analizy i syntezy wiedzy źródłowej, oryginalność interpretacji tematu oraz układ treści), jury wyłoniło 18 prac finałowych. Nagrodzone opracowania cechowały się dogłębną analizą informacji zawartych w roczniku i prawidłową prezentacją danych statystycznych (także spoza rocznika). Pierwszą nagrodę w konkursie – laptop – zdobył Jakub Tomkiewicz, uczeń Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Komisji Edukacji Narodowej w Brzozowie. Autor dokonał wyczerpującej, spójnej i przejrzystej oceny rozwoju uczestnictwa Polaków w kulturze. Jego analiza wyróżnia się trafną interpretacją danych oraz naukowym podejściem do wybranego zagadnienia. Co więcej, praca została napisana z dbałością o poprawność językową. Drugie miejsce i nagrody w postaci tabletów zdobyli ex aequo: Patrycja Bukowska, uczennica II Liceum Ogólnokształcącego im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim, i Mateusz Nowak, uczeń IV Liceum Ogólnokształcącego z Oddziałami Dwujęzycznymi im. Stanisława Staszica w Sosnowcu. Ich prace konkursowe – charakteryzujące się wnikliwą analizą danych statystycznych zawartych w roczniku i metodologiczną poprawnością opisu zagadnienia – dotyczyły kolejno sportu i turystyki oraz dochodów i wydatków gospodarstw domowych. Trzecia nagroda (również przyznana ex aequo) w postaci czytnika e-booków przypadła Klaudii Rożek, uczennicy Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku, i Marcelowi Sobiechowskiemu, uczniowi

II Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy. Laureatka, m.in. na podstawie samodzielnie przeprowadzonej ankiety, omówiła rolę sportu i turystyki w codziennym życiu Polaków. Z kolei laureat, bazując na własnych obliczeniach z wykorzystaniem wskaźnika Big Maca, przeanalizował dochody i wydatki gospodarstw domowych. Autorzy rzetelnie przeprowadzili wnioskowanie na podstawie danych statystycznych, zachowując przy tym właściwe proporcje tekstu i zestawień tabelaryczno-graficznych. Specjalne wyróżnienie otrzymała Wiktoria Stępczyńska, uczennica IX Liceum Ogólnokształcącego z Oddziałami Dwujęzycznymi im. Bohaterów Monte Cassino w Szczecinie. Laureatka w swojej pracy dokonała starannej analizy dochodów i wydatków polskich gospodarstw domowych na podstawie nie tylko rocznika, lecz także innych źródeł, a ponadto wzbogaciła materiał wywiadami i prezentacją przygotowaną w programie PowerPoint. Pełną listę laureatów 53. OKS można znaleźć na stronie internetowej CBS w zakładce Konkurs.

Ogólnopolski Konkurs Statystyczny cieszy się niesłabnącym zainteresowaniem uczniów szkół średnich. To doskonała forma promocji statystyki wśród młodzieży. Dziękujemy wszystkim uczestnikom i nauczycielom oraz gratulujemy laureatom. Zapraszamy do udziału w przyszłorocznym konkursie.

Dorota Kierska

Centralna Biblioteka Statystyczna, Polska / Central Statistical Library, Poland

WYDAWNICTWA GUS. SIERPIEŃ 2024 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. AUGUST 2024

W ofercie wydawniczej Głównego Urzędu Statystycznego z ubiegłego miesiąca warto zwrócić uwagę na następującą publikację:

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

Regiony Polski 2024 **Regions of Poland 2024**

Siedemnasta edycja folderu zawierającego opis zjawisk społeczno-gospodarczych w przekrojach terytorialnych z uwzględnieniem tempa zmian i przeciętnych wielkości dla kraju.



Język: polski, angielski

Language: Polish, English

Seria: Foldery i publikacje okolicznościowe

Series: Brochures and celebratory publications

Dostępne wersje: drukowana i elektroniczna z tablicami w formacie Excel

Available in: printed and electronic form with Excel tables

Opracowanie opiera się na danych za rok 2023 lub ostatni dostępny o makroregionach (NUTS 1), regionach (NUTS 2) i województwach. Wybrane kategorie zostały przedstawione w ujęciu dynamicznym.

W tegorocznym wydaniu warto zwrócić szczególną uwagę na zmiany w ujmowaniu powierzchni. Od 2023 r. zwiększyła się powierzchnia niektórych jednostek podziału terytorialnego o morskie wody wewnętrzne Zatoki Puckiej i część Zatoki Gdańskiej, więc uwzględniono te zmiany na mapach i we wskaźnikach odnoszących się do powierzchni ogólnej kraju.

W sierpniu br. ukazały się ponadto:

- „Biuletyn statystyczny” nr 7/2024;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (czerwiec 2024 r.);*
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2024 (sierpień 2024);*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lipcu 2024 r.;*

- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w lipcu 2024 r.*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 8/2024.

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 przysyłać za pośrednictwem platformy Editorial System: www.editorialsystem.com/ws.

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

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

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

Autorzy mają prawo do samodzielnego umieszczania w wybranych przez siebie repozytoriach artykułu w wersji zarówno zgłoszonej do „WS”, jak i zaakceptowanej do opublikowania oraz opublikowanej, z zastrzeżeniem wymogu niezwłocznego podania w repozytorium informacji o numerze „WS”, w którym praca się ukazała, wraz z linkiem do niej (DOI).

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji: naukowego charakteru artykułu, zgodności jego tematyki z profilem czasopisma, struktury i zawartości pracy pod kątem wymogów redakcyjnych oraz oryginalności (wykrywanie programem antyplagiacyjnym 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; 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 zmodyfikowaną wersję tekstu. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autor jest zobligowany do uzasadnienia swojego stanowiska.

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

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

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

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta**. Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu 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, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” ze stosownym wyjaśnieniem.

3. Zasady etyki publikacyjnej

Wszyscy uczestnicy procesu wydawniczego: autorzy, Rada Naukowa, Kolegium Redakcyjne, pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych w Departamencie Opracowań Statystycznych Głównego Urzędu Statystycznego, recenzenci i wydawca są zobowiązani do przestrzegania zasad etyki publikacyjnej. Zasady obowiązujące 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 <http://www.publicationethics.org>.

3.1. Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe nadsyłane do „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach oraz właściwe cytowanie prac innych autorów. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;
 - autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
 - autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowywaniu artykułu;
 - autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – podawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem.
3. Podczas zbierania i analizy danych, pisania artykułu i opracowywania elementów graficznych autorzy mogą wspomagać się narzędziami sztucznej inteligencji, ale to oni powinni wnieść główny wkład twórczy w powstanie artykułu i są w pełni odpowiedzialni za treści wygenerowane automatycznie, a tym samym za wszelkie naruszenia etyki publikacyjnej. Są także zobowiązani do poinformowania redakcji o użyciu narzędzi sztucznej inteligencji. Narzędzie takie nie może być wskazane jako współautor. Artykuł całkowicie wygenerowany za pomocą narzędzi sztucznej inteligencji nie może być uznany za oryginalną pracę naukową i zostanie odrzucony.
4. Autorzy są zobowiązani do podania w treści artykułu wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy.
5. Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie (także w innej wersji językowej) oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Oświadczają także, że mają zgodę właścicieli materiałów (ikonograficznych itp.) wykorzystanych w pracy na ich opublikowanie (jeśli dotyczy). Podają również informację, czy używali narzędzi sztucznej inteligencji podczas tworzenia

artykułu. W przypadku złożenia przez autorów artykułu w innym wydawnictwie przed ukazaniem się artykułu w „WS” zobowiązują się do niezwłocznego powiadomienia o tym redakcji „WS”. Jeżeli doszło do zaprezentowania materiałów, na podstawie których powstał artykuł, np. podczas konferencji, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.

6. Autorzy zgłaszający artykuły do publikacji w „WS” biorą udział w procesie recenzji *double-blind peer review*, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania wraz z pisemnym poświadczeniem uwzględnienia poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, to należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia – uzasadnić swoje stanowisko.
7. Jeżeli autorzy odkryją w swoim maszynopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości bądź niewłaściwe dane, powinni niezwłocznie poinformować o tym redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

3.2. Odpowiedzialność Rady Naukowej, Kolegium Redakcyjnego i Wydziału Czasopism Naukowych w Departamencie Opracowań Statystycznych GUS

1. Rada Naukowa (RN) kształtuje profil programowy czasopisma, określa kierunki jego rozwoju i konsultuje jego zakres merytoryczny.
2. Kolegium Redakcyjne (KR) podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu z uwzględnieniem ocen recenzentów oraz opinii redakcji. W swoich rozstrzygnięciach członkowie KR kierują się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Oceniają artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.
3. Redakcja, wyodrębniona z KR, dokonuje oceny wstępnej nadsyłanych artykułów, która polega na weryfikacji merytorycznej, ocenie ich zgodności z celem i zakresem tematycznym „WS” oraz sprawdzeniu pod względem spełniania wymogów redakcyjnych i przestrzegania zasad rzetelności naukowej. Ponadto redakcja wybiera recenzentów w taki sposób, aby nie wystąpił konflikt interesów, i dba o zapewnienie uczciwego, bezstronnego i terminowego procesu recenzowania.
4. Pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych (WCN) w Departamencie Opracowań Statystycznych Głównego Urzędu Statystycznego odpowiadają za sprawny przebieg procesu wydawniczego, politykę informacyjną, zapewnienie anonimowości autorów i recenzentów oraz przygotowanie artykułów do publikacji. Informacje dotyczące artykułu mogą być przekazywane przez WCN wyłącznie autorom, recenzentom, członkom RN i KR oraz wydawcy.
5. W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji pracownicy WCN wykorzystują system antyplagiatowy. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa artykułu do innych prac lub wysokiego prawdopodobieństwa użycia narzędzi sztucznej inteligencji powiadamiają o tym redaktora naczelnego, który razem z KR podejmuje decyzję o przyjęciu lub odrzuceniu artykułu. W przypadku odrzucenia autor otrzymuje decyzję wraz z jej uzasadnieniem.

6. Zmiany dokonane w tekście na etapie przygotowania artykułu do publikacji nie mogą naruszać zasadniczej myśli autorów. Wszelkie modyfikacje o charakterze merytorycznym są z nimi konsultowane.
7. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu nie może on zostać w żaden sposób wykorzystany przez wydawcę lub uczestników procesu wydawniczego bez pisemnej zgody autorów. Autorzy mogą się odwołać od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W tym celu powinni się skontaktować z redaktorem naczelnym lub sekretarzem redakcji „WS” i przedstawić stosowną argumentację. Odwołania autorów są rozpatrywane przez redaktora naczelnego.
8. Członkowie RN i KR ani pracownicy WCN nie mogą pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do artykułów zgłaszanych do publikacji. Przez konflikt interesów należy rozumieć sytuację, w której jakiegokolwiek interesy lub zależności (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na ocenę artykułu lub decyzję o jego publikacji.
9. Jeżeli na którymkolwiek etapie procesu wydawniczego powstanie uzasadnione podejrzenie, że autorzy dopuścili się nierzetelności naukowej (zob. pkt Odpowiedzialność autorów), redakcja skrupulatnie zbada sprawę ewentualnego nadużycia zgodnie z zasadami COPE określonymi na stronie <https://publicationethics.org/guidance/Flowcharts>. Jeśli nierzetelność autorów zostanie udowodniona, zgłoszony przez nich artykuł zostanie odrzucony, a autorzy otrzymają informację o podjętej decyzji wraz z uzasadnieniem.
10. W przypadku zgłoszenia przez czytelnika uzasadnionych podejrzeń o nierzetelność naukową autorów opublikowanego artykułu redakcja bada sprawę ewentualnego nadużycia i informuje czytelnika o rezultacie przeprowadzonego postępowania. Jeżeli nadużycie zostanie potwierdzone, to na łamach czasopisma ukaże się stosowna informacja.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.
2. Recenzenci wypełniają kartę recenzji, w której oceniają, czy:
 - artykuł może być opublikowany w obecnej formie;
 - artykuł może być opublikowany po uwzględnieniu zalecanych poprawek;
 - artykuł wymaga znacznej modyfikacji i ponownej oceny recenzenta;
 - artykuł nie powinien zostać opublikowany.

Recenzenci powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację. Są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Niedopuszczalne jest korzystanie z narzędzi sztucznej inteligencji podczas sporządzania recenzji.

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

4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim. Od 2022 r. autorzy udzielają wydawcy licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0). Szczegółowa informacja o prawach autorskich (copyright) jest podawana przy każdym artykule, zarówno w wersji elektronicznej, jak i drukowanej.
2. 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 czasopisma, 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. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień i przeprosin.

4. Wymogi redakcyjne

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

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu 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 łańskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenie, słowa kluczowe, kody JEL, śródtytuły, elementy graficzne (tablice, zestawienia, wykresy, schematy), przypisy;
 - Times New Roman – tekst główny, bibliografia.

7. Wielkość czcionki:
 - 14 pkt – tytuł, autor, śródtytuły wyższego rzędu;
 - 12 pkt – tekst główny, śródtytuły niższego rzędu;
 - 10 pkt – pozostałe elementy.
8. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
9. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.
10. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.
11. Przy wycieniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktarami w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
12. Strony ponumerowane automatycznie.
13. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
14. Wykresy, mapy i schematy należy zamieścić w tekście głównym. Wykresy powinny być edytowalne (optymalnie wykonane w programie Excel; w przypadku wykonania w programie graficznym powinny mieć postać wektorową). Wykresy i inne materiały graficzne należy przekazać osobno, najlepiej w pliku programu Excel lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole.
18. Literowe symbole liczb i innych wielkości niezłożonych należy zapisywać małą lub dużą literą i pismem pochyłym (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektorów – pismem pochyłym i pogrubionym (np. \mathbf{a} , \mathbf{A} , \mathbf{w} , $\mathbf{y}(x)$, \mathbf{w}_i); macierzy – pismem prostym i pogrubionym (np. \mathbf{A} , \mathbf{a} , \mathbf{M} , $\mathbf{Y}(x)$, \mathbf{M}_i).
19. Objaśnienia znaków umownych i zapisów w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
21. Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia wykraczające poza wiedzę powszechną – np. wyniki badań innych autorów, zarówno o charakterze empirycznym, jak i koncepcyjnym – muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym. Przez wiedzę powszechną należy rozumieć informacje ogólnie znane i niebudzące wątpliwości ani kontrowersji w danej grupie społecznej, np. utworzenie GUS w 1918 r. lub powstanie UE w 1993 r. na podstawie traktatu z Maastricht. Natomiast dane statystyczne udostępniane lub publikowane np. przez GUS lub Eurostat nie należą do takich informacji. Charakteru wiedzy powszechnej nie mają również stwierdzenia odnoszące się do idei, zjawisk i procesów społecznych, politycznych czy gospodarczych. Nawet pozornie zdroworozsądkowe idee zmieniają bowiem swój sens w zależności od kultury, języka lub dyscypliny naukowej, a także bywają w rozmaity sposób konceptualizowane, jak np. pojęcie poznania w naukach społecznych.

Podanie źródła jest konieczne niezależnie od tego, czy informacje lub stwierdzenia są ujęte w ramy cytatu, czy przedstawione bez dosłownego przytoczenia, np. w formie parafrazy. Jeżeli stwierdzenie może budzić 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
Dziedzinowe 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 łaćński tytuł trzeba poddać 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 łaćńskim.

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 (zeszyt)</i> , strona początku–strona końca.
elektronicznej, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik(zeszyt)</i> , 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(zeszyt)</i> , 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</i> . <i>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).
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 .

Typ źródła	Przykład opisu bibliograficznego
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 .
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 .

^a Wewnętrzne zasady „WS”.

Typ źródła	Przykład opisu bibliograficznego
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.

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 rozpo-wszeczniiania 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 powszechnne – 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