

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

LIPIEC / JULY
ROK / VOLUME 67

2022 | 7

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

LIPIEC / JULY
ROK / VOLUME 67

2022 | 7 (734)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

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

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

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

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

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

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

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

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

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

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

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

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

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

Redakcja techniczna, skład i łamanie, opracowanie materiałów graficznych, korekta: Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Wojciecha Szuchty
Technical editing, typesetting, preparation of graphic materials, proofreading: Statistical Publishing Establishment – team supervised by Wojciech Szuchta



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound by:

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

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

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



Indeks 381306

Informacje w sprawie sprzedaży czasopisma / Sales of the journal:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

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

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

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

SPIS TREŚCI
CONTENTS

Od redakcji	IV
From the editorial team	
Zaproszenie do nadsyłania artykułów	VI
Call for papers	
Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Marzanna Lament, Sławomir Bukowski	
Non-financial reporting as a determinant of financial efficiency of insurance companies	1
Raportowanie niefinansowe jako determinanta efektywności finansowej zakładów ubezpieczeń	
Roman Kosmański	
Wykorzystanie zagregowanej funkcji produkcji do określenia źródeł konwergencji gospodarczej województw	20
Using the aggregate production function to determine the sources of economic convergence of voivodships in Poland	
Joanna Adrianowska	
Ocena procesu starzenia się ludności krajów Unii Europejskiej za pomocą modelu konwergencji beta	35
Assessment of the aging process of the populations of EU countries based on the beta convergence model	
In memoriam	
Czesław Domański	
Profesor dr hab. Tadeusz Jan Gerstenkorn (1927–2021)	54
Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Czerwiec 2022	58
Publications of Statistics Poland. June 2022	
Dla autorów	60
For the authors	
Działy „WS” – tematyka artykułów	71
WS sections – topics of the articles	

OD REDAKCJI

W lipcowym numerze „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” proponujemy Państwu lekturę trzech artykułów z zakresu zastosowań statystyki w praktyce.

Wydanie otwiera praca dr hab. Marzanny Lament, prof. UTH, oraz prof. dr. hab. Sławomira Bukowskiego pt. *Non-financial reporting as a determinant of financial efficiency of insurance companies*. Autorzy oceniają wpływ raportowania niefinansowego na efektywność finansową zakładów ubezpieczeń prowadzących działalność na polskim rynku. W tym celu badają reprezentatywną grupę 43 zakładów ubezpieczeń funkcjonujących w latach 2004–2019. Na podstawie badania stwierdzają, że raportowanie niefinansowe ma statystycznie istotny wpływ na efektywność finansową zakładów ubezpieczeń mierzoną stopą zwrotu z kapitału własnego (ROE). Uzyskane wyniki mają szczególne znaczenie dla rozwoju teorii dotyczącej wpływu działań społecznie odpowiedzialnych, jakie podejmują podmioty gospodarcze, na ich wyniki finansowe.

Dr Roman Kosmański w artykule *Wykorzystanie zagregowanej funkcji produkcji do określenia źródeł konwergencji gospodarczej województw* identyfikuje czynniki warunkujące konwergencję gospodarczą na poziomie województw w krótkim horyzoncie czasowym. W badaniu, które przeprowadza z zastosowaniem zagregowanej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, wykorzystuje dane z Banku Danych Lokalnych GUS za lata 2015–2019. Badanie nie potwierdziło występowania pomiędzy województwami konwergencji rozumianej jako wyrównywanie się poziomu PKB na osobę pracującą. Ewolucja rozkładu regionalnego PKB w przeliczeniu na osobę pracującą wykazuje tendencję do pogłębiania się zróżnicowania regionalnego.

Mgr Joanna Adrianowska w artykule *Ocena procesu starzenia się ludności krajów Unii Europejskiej za pomocą modelu konwergencji beta* porusza aktualny problem społeczny. W jego analizie posługuje się podstawowymi współczynnikami demograficznymi określającymi starzenie się ludności, obliczonymi na podstawie danych Eurostatu za lata 2010 i 2016–2019. Wykazuje, że ich wartości w krajach UE rosną, co świadczy o nasilaniu się zjawiska. W przypadku Polski wartości omawianych wskaźników zbliżają się do wartości tych wskaźników w krajach UE, które początkowo charakteryzowały się większym stopniem starzenia się ludności. Z badania wynika, że różnice pomiędzy krajami UE dotyczące starzenia się ludności ulegają zmniejszeniu.

Ponadto na łamach tego numeru wspominamy wybitnego matematyka i statystyka prof. dr. hab. Tadeusza Jana Gerstenkorna, emerytowanego profesora Uniwersytetu Łódzkiego, który zmarł w grudniu ubiegłego roku. Jego sylwetkę przedstawia prof. dr hab. Czesław Domański.

Zachęcamy również do zapoznania się z nowościami wydawniczymi GUS omówionymi przez Justynę Gustyn.

Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The July issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* contains three articles on the practical applications of statistics.

The issue opens with a paper by Marzanna Lament, PhD, DSc, Professor at the Kazimierz Pulaski University of Technology and Humanities in Radom, and Sławomir Bukowski, PhD, DSc, ProfTit, entitled *Non-financial reporting as a determinant of financial efficiency of insurance companies*. The authors assess the influence of non-financial reporting on the financial performance of entities conducting business on the Polish insurance market. For this purpose they study a representative group of 43 insurance companies operating in the years 2004–2019. The research leads to the conclusion that non-financial reporting has a statistically significant impact on the financial efficiency of insurance companies, measured with the rate of return on equity (ROE). The presented results will greatly contribute to the development of a theory describing the impact that companies' socially responsible activities have on their financial results.

In his article, *Using the aggregate production function to determine the sources of economic convergence of voivodships in Poland*, Roman Kosmalski, PhD, identifies the factors which determine economic convergence at the voivodship, i.e. province level in a short time horizon. The research is based on the aggregate production function of the Cobb-Douglas type and uses data obtained from the Local Data Bank of Statistics Poland, covering the years 2015–2019. The study did not confirm any convergence, understood as the equalisation of the GDP level per working person, between voivodships. The evolution of the regional distribution of GDP per working person shows a tendency for regional differentiation to deepen.

The article entitled *Assessment of the aging process of the populations of EU countries based on the beta convergence model* by Joanna Adrianowska, MSc, addresses a highly topical social issue. The analysis uses basic demographic coefficients describing the aging process of populations, calculated on the basis of Eurostat data for the years 2010 and 2016–2019. The author shows that their values are increasing in EU countries, which suggests that the phenomenon is intensifying. In Poland, the values of the discussed indicators are approaching the values observed in those EU countries which initially demonstrated greater population aging. The research results show decreasing differences between EU member states in terms of the aging of their populations.

In this issue we also mention an outstanding mathematician and statistician, Tadeusz Jan Gerstenkorn, PhD, DSc, ProfTit, a retired professor of the University of Lodz, who passed away last December. His profile is presented to you by Czesław Domański, PhD, DSc, ProfTit.

We would like to encourage you to review Statistics Poland's latest publications introduced by Justyna Gustyn.

We hope you have a pleasant reading.

Zaproszenie do nadsyłania artykułów do działu Spisy powszechne – problemy i wyzwania

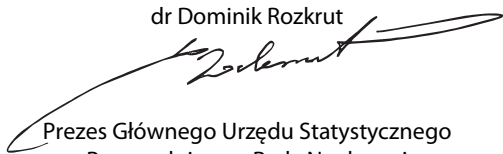
Szanowni Państwo,

z okazji przypadających na początek dekady 2020 spisów powszechnych w „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” został utworzony dział Spisy powszechne – problemy i wyzwania. Powstał on jako miejsce twórczej wymiany doświadczeń statystyków i badaczy podejmujących tę tematykę, jedną z najważniejszych w statystyce publicznej. W związku z tym mamy przyjemność zaprosić Państwa do nadsyłania artykułów naukowych, które będą przedstawiać propozycje efektywnych rozwiązań dotyczących spisów – zarówno organizacyjnych, jak i metodologicznych – a także zawierać analizę danych statystycznych uzyskanych w wyniku spisów, prowadzoną z zastosowaniem nowoczesnych narzędzi teoretycznych i informatycznych. Mile widziane są opracowania skupiające się na praktycznych aspektach związanych z przeprowadzaniem spisów, w tym dotyczących obciążenia odpowiedzi i ochrony tajemnicy statystycznej.

Ostatnie spisy powszechne stały się szczególnym wyzwaniem ze względu na niespodziewane problemy organizacyjno-metodologiczne, w ogromnej mierze wynikające z wybuchu pandemii COVID-19 oraz rosnących niepokojów społecznych i gospodarczych obserwowanych na całym świecie. W rezultacie spisy nie tylko dostarczyły konkretnych danych statystycznych, lecz także ujawniły potrzebę zastosowania nadzwyczajnych środków organizacyjnych i technicznych podczas zbierania i przetwarzania danych, co powinno być uwzględnione w ocenie jakości wyników. Paradoksalnie zdarzenia losowe, które wymagają opracowania alternatywnych scenariuszy działań i przygotowania na ryzyko w dalszych badaniach statystycznych, mogą się przyczynić do postępu w ich realizacji. Wymienione wyżej zagadnienia wymagają kompleksowych analiz, które za pośrednictwem „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” mają szansę trafić do szerokiego grona odbiorców.

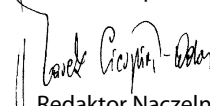
Zachęcamy do zapoznania się z informacjami na temat czasopisma i wskazówkami dla autorów, dostępnymi na stronie ws.stat.gov.pl. Artykuły w języku polskim lub angielskim należy przesyłać na adres: redakcja.ws@stat.gov.pl.

dr Dominik Rozkrut



Prezes Głównego Urzędu Statystycznego
Przewodniczący Rady Naukowej
„Wiadomości Statystycznych.
The Polish Statistician”

dr Marek Cierpiał-Wolan



Redaktor Naczelny
„Wiadomości Statystycznych.
The Polish Statistician”

Issues and challenges in census taking **– call for papers**

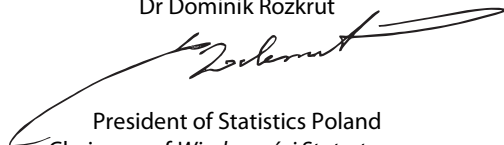
Dear Readers,

In response to the censuses carried out at the beginning of the current decade, a new section entitled *Issues and challenges in census taking* has been introduced to the *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* journal. The section is meant as a platform for the creative exchange of experiences among statisticians and researchers dealing with national censuses, which are one of the most important undertakings of official statistics. In this connection, we have the pleasure of inviting you to send in scientific papers proposing effective census-related solutions, both organisational and methodological, as well as works featuring analyses of data obtained through censuses, performed with the use of innovative theoretical and IT tools. We also welcome papers focusing on the practical aspects related to carrying out censuses, including response burden and the protection of statistical confidentiality.

Censuses have recently become especially challenging – this mainly being the effect of unforeseen organisational and methodological problems related to the outbreak of the COVID-19 pandemic and intensifying social and economic instabilities observed throughout the globe. The most recent censuses have therefore not only provided concrete statistical data, but also necessitated the application of extraordinary organisational and technical measures in collecting and processing data, which should be taken into account while assessing the quality of the results. Paradoxically, random occurrences which require devising alternative procedures and preparation for risk in the further research activity are likely to contribute to the progress of research. All the above-mentioned issues, as we can see, require comprehensive analyses, which now, with the help of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, stand a chance of reaching large audiences.

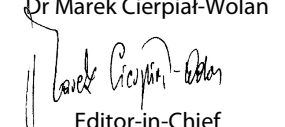
We would like to invite you to learn more about our journal and the guidelines for authors, which are available on our website: ws.stat.gov.pl. Articles written in Polish or English should be sent to: redakcja.ws@stat.gov.pl.

Dr Dominik Rozkrut



President of Statistics Poland
Chairman of *Wiadomości Statystyczne*.
The Polish Statistician Scientific Council

Dr Marek Cierpiął-Wolan



Editor-in-Chief
of *Wiadomości Statystyczne*.
The Polish Statistician

Non-financial reporting as a determinant of financial efficiency of insurance companies¹

Marzanna Lament,^a Sławomir Bukowski^b

Abstract. The growing ecological, social and environmental awareness of the society leads to the situation where the necessary determinants of success of a company are no longer good financial results only, but also image-related aspects, which affect the way of corporate reporting. Non-financial reporting is a response to the needs of stakeholders of insurance companies for new information on environmental and social issues which are related to the implementation of the idea of corporate social responsibility (CSR). It is treated as one of the dependent variables that affect financial efficiency measured with the rate of return on equity (ROE). The aim of the study presented in this paper is to assess the impact of non-financial reporting on the financial efficiency of insurance companies on the Polish insurance market. A representative group of 43 insurance companies operating on the Polish market in the years 2004–2019 was examined in the framework of the research. The statistical data came from the database of the Polish Chamber of Insurance (Pol. Polska Izba Ubezpieczeń – PIU). The assumption that non-financial reporting has a statistically significant effect on ROE was adopted as the research hypothesis, and it was verified by a panel model constructed for this purpose. The study confirmed the research hypothesis, which will contribute to the development of a theory which assumes that CSR activity affects financial results of companies.

Keywords: insurance, insurance market, financial efficiency of insurance companies, non-financial reporting, corporate social responsibility, CSR

JEL: G22, G32, M21

Raportowanie niefinansowe jako determinanta efektywności finansowej zakładów ubezpieczeń

Streszczenie. Rosnąca świadomość społeczna dotycząca zagadnień ekologicznych, społecznych i środowiskowych powoduje, że niezbędnymi determinantami sukcesu przedsiębiorstwa są nie tylko dobre wyniki finansowe, lecz także względy wizerunkowe, co wpływa na kształt sprawozdawczości. Odpowiedzią na zapotrzebowanie interesariuszy zakładów ubezpieczeń na

¹ Artykuł został opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji Multivariate Statistical Analysis MSA 2021, która odbyła się w dniach 8–10 listopada 2021 r. w Łodzi / The article is based on a paper delivered at the Multivariate Statistical Analysis MSA 2021 conference, held on 8–10 November 2021 in Łódź.

^a Uniwersytet Technologiczno-Humanistyczny im. Kazimierza Pułaskiego w Radomiu, Wydział Ekonomii i Finansów, Polska / Kazimierz Pułaski University of Technology and Humanities in Radom, Faculty of Economics and Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3450-5122>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: m.lament@uthrad.pl.

^b Uniwersytet Technologiczno-Humanistyczny im. Kazimierza Pułaskiego w Radomiu, Wydział Ekonomii i Finansów, Polska / Kazimierz Pułaski University of Technology and Humanities in Radom, Faculty of Economics and Finance, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8039-895X>. E-mail: s.bukowski@uthrad.pl.

informacje dotyczące zagadnień środowiskowych i społecznych – co ma związek z realizacją idei społecznej odpowiedzialności biznesu (ang. *corporate social responsibility* – CSR) – jest sprawozdawczość niefinansowa (raportowanie niefinansowe). Jest ona traktowana jako jedna ze zmiennych zależnych oddziałujących na efektywność finansową mierzoną stopą zwrotu z kapitału własnego (ang. *return on equity* – ROE). Celem badania omawianego w artykule jest ocena wpływu raportowania niefinansowego na efektywność finansową zakładów ubezpieczeń funkcjonujących na polskim rynku. Badanie przeprowadzono na reprezentatywnej grupie 43 zakładów ubezpieczeń działających w latach 2004–2019. Dane finansowe uzyskano z bazy danych Polskiej Izby Ubezpieczeń (PIU). Sformułowano następującą hipotezę badawczą: raportowanie niefinansowe ma statystycznie istotny wpływ na efektywność finansową zakładów ubezpieczeń mierzoną wskaźnikiem ROE. W celu jej weryfikacji skonstruowano model panelowy. Badanie potwierdziło prawidłowość postawionej hipotezy, co przyczyni się do rozwoju teorii zakładającej wpływ podejmowanych działań społecznie odpowiedzialnych na wyniki finansowe podmiotów gospodarczych.

Słowa kluczowe: ubezpieczenia, rynek ubezpieczeniowy, efektywność finansowa zakładów ubezpieczeń, raportowanie niefinansowe, społeczna odpowiedzialność biznesu, CSR

1. Introduction

Non-financial reporting is a relatively new issue in the area of insurance companies reporting. The obligation to prepare and present non-financial information was introduced in the European Union in 2017 (Ustawa z dnia 15 grudnia 2016 r. o zmianie ustawy o rachunkowości, which is the Act of 15 December 2016, amending the Accounting Act, and Directive 2014/95/EU of the European Parliament and of the Council of 22 October 2014, amending Directive 2013/34/EU as regards the disclosure of non-financial and diversity information by certain large undertakings and groups).

The purpose of non-financial reporting is to maintain proper relations with stakeholders. It might also strengthen and improve the image of the insurance company and affect consumer decisions, improving in the long run the company's financial efficiency. The benefits of preparing non-financial statements are not universally recognised, however, as suggested by research conducted so far, e.g. Bukowski and Lament (2021a), Mittal et al. (2008), Sobczyk (2016) or Surroca et al. (2010), all rather indicating their neutrality.

It can be assumed that in the future, the scope of such reporting and the principles of its presentation will change. This is due to two circumstances. First of all, the research on the quality of information presented in non-financial statements points to the need for its (at least) partial standardisation, in order to ensure its comparability, as asserted by e.g. Jonas (2017) and Lament (2017). Secondly, there were legislative initiatives undertaken in April 2021 at the EU level, aimed at introducing some standard for non-financial reporting (Proposal for a Directive of the European Parliament and of the Council amending Directive 2013/34/EU,

Directive 2014/95/EU, Directive 2006/43/EC and Regulation (EU) No. 537/2014, as regards corporate sustainability reporting).

According to Lament (2019b), research on non-financial reporting by insurance companies can be divided into two main groups:

- qualitative – adopting the analysis of the content of non-financial statements as a research method;
- quantitative – examining the impact of socially responsible activities and their presentation in the form of non-financial reports on the financial results of insurance companies.

The subject of this research falls within the scope of the second group. The aim of the study presented in this paper is to assess the impact of non-financial reporting on the financial efficiency of insurance companies on the Polish insurance market. The above-mentioned goal led to the formulation of the research question whether there is a relationship between non-financial reporting and the financial performance of insurance companies.

2. Directions of research on non-financial reporting in insurance companies

Insurance companies are entities of public trust. This necessitates image-related considerations, and as a result, involves undertaking actions positively influencing the companies' image. Such actions include the implementation of the idea of corporate social responsibility (CSR) and reporting on socially-responsible activities (non-financial reporting). Reporting is an important tool for an economic entity to communicate with its clients and other stakeholders. Changing economic conditions as well as the clients' needs for information influence the scope and principles of the presentation of corporate reports.

One of the important elements shaping the way of such reporting is the growing ecological, social and environmental awareness of the society, which means that the necessary determinants of a business's success are not only good financial results, but also clients and other stakeholders' perception of the company (which involves image-related considerations). Therefore, following a suitable information policy whose usual element is non-financial reporting, becomes a must. The same necessity for non-financial reporting occurs when we assume that the valuation of an enterprise and its assets is based on its market value, whose large part is constituted by intangible and non-financial assets.

From the accounting point of view, non-financial reporting is necessitated by the information needs of clients and stakeholders and information policies of economic entities, both of which are ways of adapting to the changing needs of the market.

Non-financial reporting is then a response to the changes taking place in the socio-economic sphere and accounting system, which result from the growing importance of ethical issues in the contemporary accounting system. It moreover responds to the needs for new information on environmental and social issues resulting from the implementation of the idea of CSR expressed by stakeholders of insurance companies. Reports in this area are referred to as Environment Social Government (ESG) reports.

Having established that insurance companies are entities of public trust, it is not surprising that they are interested in presenting information that positively affects their image, as it should translate into their improved financial results. However, the relationship between undertaking CSR activities and the financial results of business entities is not easy to verify, and is still subject to scientific research, the results of which have not so far indicated clear connections between the two, as demonstrated for example by Lu et al. (2022).

Research on non-financial reporting in insurance companies, which was already mentioned before, can be divided into two main areas (Lament, 2019b):

1. Qualitative research, which uses the analysis of the content of non-financial statements as a research method. Qualitative research indicates the broad scope and diversity of the forms of presenting non-financial information. The scientific discussion in this area focuses on the dilemmas of standardising non-financial reports, as shown for example in Jonas (2017), Krištofik et al. (2016) and Lament (2017). These problems are to some extent addressed by the amendment to Directive 2014/95/EU, which puts forward more detailed non-financial reporting requirements in accordance with the mandatory EU sustainability reporting standards. The EU non-financial reporting standards are expected to be adopted by October 2022.
2. Quantitative research aimed at analysing the measurement of the achievements in the field of CSR and their relationship with financial results. The analysis of literature on the subject shows that the conducted research focuses on three main issues relating to non-financial reporting: financial results – in terms of improving the effectiveness of businesses, e.g. Bukowski and Lament (2021a, 2021b), Lament (2019b), Ngatia (2014) or Yadav et al. (2016), the value of an insurance company in relation to its perception by potential investors, e.g. Winman (2021), and financial stability in terms of solvency, e.g. Chiaramonte et al. (2020). A detailed scope of the above-mentioned studies, the research methods used and their results are presented in Table 1.

Table 1. Non-financial reporting and financial results of insurance companies – research review

Author	Year	Scope of the research	Research methods	Research results
F. Olowokudejo, S. A. Aduloju, S. A. Oke	2011	Research on the relationship between CSR and the effectiveness of the organisation on the example of insurance companies from Nigeria. The analysed CSR activities were: business ethics, activities for the benefit of consumers, activities in the field of environmental protection and social activities. The effectiveness of the organisation was measured by: increase in sales, financial results (profitability), operational efficiency, financial stability, the image of the insurance company, employee morale, innovations.	Surveys and their statistical analysis. Pearson's test – analysis of 100 questionnaires.	A positive correlation was found between socially responsible activities and the effectiveness of the organisation. Profitability was positively correlated with business ethics, actions taken for the benefit of consumers and actions for the natural environment. Sales were positively correlated with business ethics, actions taken for the benefit of consumers and actions for the natural environment. Financial stability was positively correlated with business ethics and actions taken for the benefit of consumers. Operational efficiency was positively correlated with actions taken for the benefit of consumers. The image of an insurance company was positively correlated with activities for the benefit of consumers. Employee morale was positively related to business ethics and environmental activities. Innovations were positively correlated with activities for the benefit of consumers. The undertaken social activities were positively correlated with activities for the benefit of consumers and environmental activities.

Table 1. Non-financial reporting and financial results of insurance companies – research review (cont.)

Author	Year	Scope of the research	Research methods	Research results
S. W. Ngatia	2014	Examination of the relationship between the undertaken CSR activities and their reporting and the financial results of insurance companies. The financial results were measured by the ROA ratio (asset profitability ratio). Insurance companies were divided into two populations: insurance companies that prepare non-financial reports and insurance companies that do not prepare such reports. 51 insurance companies, operating in 2009–2013, were examined as of 31 December 2013.	Descriptive statistics. ANOVA test. Pearson's test.	Negative correlation was observed between socially responsible activities and their reporting and financial results of insurance companies measured with the ROA ratio –0.086.
R. K. Yadav, R. Jain, S. Singh	2016	The impact of CSR activities and their reporting on the decisions of consumers and employees in life insurance companies operating in India. Research on the impact of the above on the brand and on attracting new consumers.	Questionnaire research. 80 policyholders and 80 employees of life insurance companies were examined.	CSR activities undertaken by insurance companies influence the decisions of consumers and employees. New clients take into account the image of the insurance company as a socially responsible entity when making their decisions. 20% of the respondents believed non-financial reporting had some influence on the product brand, 50% believed the influence was very strong, and 9% expressed uncertainty as to the exact influence. 35% of the respondents believed non-financial reporting had some influence on financial results, 40% believed the influence was very strong, and 12% expressed uncertainty as to the exact influence. 22% of the respondents believed non-financial reporting had some influence on sales, 27% believed it was very strong, and 17% expressed uncertainty as to the exact influence.

Table 1. Non-financial reporting and financial results of insurance companies – research review (cont.)

Author	Year	Scope of the research	Research methods	Research results
M. Lament	2019	Research on the relationship between the undertaken CSR activities and the financial results of insurance companies from the Polish insurance market in 2004–2016. The dependent variable (explained feature) were financial achievements, illustrated by the ROE ratio. Non-financial reporting was adopted as one of the dependent variables. It was moreover assumed that the assessment of the financial achievements of insurance companies is influenced by: the dynamics of the gross written premium, the dynamics of the gross technical provisions, the dynamics of investments, the retention rate, the loss ratio, the investment profitability ratio, the acquisition cost ratio, the combined ratio, the gross financial result, the net financial result, the technical result, ROA (return on assets) and ROS (return on sales).	Econometric models – panel models with random effects. The models were estimated by means of the universal least squares method using the Nerlove transformation.	Non-financial reporting in the area of socially responsible activities does not affect the financial results of insurance companies.

Table 1. Non-financial reporting and financial results of insurance companies – research review (cont.)

Author	Year	Scope of the research	Research methods	Research results
L. Chiamonte, A. Dreassi, A. Paltrinieri, S. Piserà	2020	94 listed insurance companies operating in Anglo-Saxon countries were examined. The study covered the period of 2008–2018. The study examined the influence of the undertaken Environment Social Governance (ESG) activities on the stability of insurance companies.	pooled ordinary least square (POLS) regression method with time and country fixed-effects (WF).	The undertaken ESG activities had a positive effect on the stability of the surveyed insurance companies.
A. J. Winman	2021	Seven listed insurance companies operating in the US in the field of motor insurance were surveyed in the framework of the research. The study covered the period of 2015–2019. It examined the impact of CSR activities (charity expenditure) on the value of insurance companies. The applied measure was the profit / share price ratio – earnings per share (EPS).	Econometric models – the multiple linear regression method.	Financing charity activities did not statistically significantly affect the value of the insurance company measured by the profit / share price ratio –EPS.

Source: authors' work based on Chiamonte et al. (2020), Lament (2019a), Ngatia (2014), Olowokudejo et al. (2011), Winman (2021), Yadav et al. (2016).

Analysis of the research examining the influence of non-financial reporting on the financial efficiency of insurance companies shows that it is a barely explored topic, and does not clearly indicate the direction of this influence. The positive impact of non-financial reporting on the financial efficiency of insurance companies was observed by Olowokudejo et al. (2011) and Yadav et al. (2016). The negative influence, on the other hand, was reported by Ngatia (2014) and Lament (2019b). It should, however, be noted that the analysed studies were conducted with the use of various methodologies. The research carried out by Olowokudejo et al. (2011) and Yadav et al. (2016) was questionnaire studies, and therefore qualitative in nature, with some degree of subjectivity, whereas Lament (2019b) and Ngatia (2014) used econometric modelling.

The above-mentioned research does not clearly show the direction of the influence of non-financial reporting on the financial efficiency of insurance companies. However, bearing in mind that non-financial reporting has a positive effect on other financial aspects of the functioning of insurance companies, i.e. the value of a company and its financial stability, which was confirmed by the research by Chiaramonte et al. (2020) and Winman (2021), the research hypothesis adopted here is that non-financial reporting affects the financial efficiency of insurance companies.

3. Research method

The research used panel statistical data (balanced panel) on the results of insurance companies operating in Poland in the years 2004–2019 from the Polish Chamber of Insurance (Pol. Polska Izba Ubezpieczeń – PIU). The research was carried out using Statistica 13 and GRETl software. The selection of the surveyed insurance companies was purposeful. The research covered insurance companies operating throughout the entire period under examination. Therefore, insurance companies which started or ceased operations in the course of the analysed period were not taken into account. The characteristics of the surveyed insurance companies are presented in Table 2.

Table 2. Characteristics of the studied insurance companies on the Polish insurance market in the years 2004–2019

Specification	Studied insurance companies	Insurance companies studied by			
		range of activities (branches)		form of business	
		life insurance (branch I)	non-life insurance (branch II)	joint stock	mutual
Number of insurance companies	43	20	23	35	8
Structure in %	100.0	46.5	53.5	81.4	18.6

Source: authors' work based on data from the PIU.

The forms of operations of Poland-based insurers and their activities are not uniform. The available forms of operation for insurance companies on the Polish market are joint stock companies and mutual insurance companies. The main difference between the two is that in the case of the latter, the main purpose of the activity is not to generate profit, but to create the possibility of mutual insurance for a specific group of entities. Although this is quite a significant difference, the areas of activity and decision-making processes are very similar for both types of insurers.

Insurance companies might also be grouped according to the type of products they offer. There are several differences between branch I and branch II insurance companies (offering life insurance and non-life insurance, respectively), and the specificity of insurance products they offer affect the principles of their financial management and financial results (Bukowski & Lament, 2021c; Lament, 2019a).

Life insurance companies, as entities concluding long-term contracts, are obliged to achieve a certain rate of return on investments and are more exposed to financial risk in the form of market and credit risk. This risk is mainly related to assets and the management of the investment portfolio (Doan, 1998; Stroiński, 2003; Williams et al., 2002). The subject of insurance in branch I is the protection against the financial consequences of the insured person's death or reaching a certain age, as well as deposit activity, where the value of the benefit depends on the savings accumulated in the insured person's account.

Non-life insurance companies, on the other hand, conclude short-term contracts and are mostly exposed to insurance risk. The effects of such contracts are more difficult to foresee than in the case of life insurance. Additionally, their financial results depend mainly on the degree of insurance contracts implementation (loss ratio). The subject of insurance in branch II is property interest in the form of a property and property rights, as well as other personal insurance (Borda, 2006; Williams et al., 2002).

Table 3 presents the share of the surveyed insurance companies in the total number of insurance companies operating on the Polish insurance market in the years 2004–2019.

Table 3. The share of the studied insurance companies in the total number of insurance companies on the Polish insurance market

Specification	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Number of insurance companies on the Polish insurance market																
Total	79	68	68	69	65	66	65	61	59	58	56	57	61	61	60	59
By range of activities																
Branch I	37	31	32	32	29	30	30	28	28	27	26	27	27	27	26	25
Branch II	42	42	36	37	36	36	35	33	31	31	30	30	34	34	34	34
By form of business																
Joint stock	70	58	59	60	56	57	57	53	51	50	48	47	50	50	49	48
Mutual	9	10	9	9	9	9	8	8	8	8	8	10	11	11	11	11
Share of the studied insurance companies in the total number of insurance companies in %																
Total	54.4	63.2	63.2	62.3	66.1	65.1	66.1	70.5	72.9	74.1	76.8	75.4	70.5	70.5	71.7	72.9
By range of activities																
Branch I	54.1	64.5	62.5	62.5	68.9	66.7	66.7	71.4	71.4	74.1	76.9	74.1	74.1	74.1	76.9	80.0
Branch II	54.8	54.8	63.9	62.2	63.9	63.9	65.7	69.7	74.2	74.2	76.7	76.7	67.6	67.6	67.6	67.6
By form of business																
Joint stock	50.0	60.3	59.3	58.3	62.5	61.4	61.4	66.0	68.6	70.0	47.9	74.5	70.0	70.0	71.4	72.9
Mutual	88.9	80.0	88.9	88.9	88.9	88.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	80.0	72.7	72.7	72.7	72.7

Source: authors' work based on data from the PIU.

The assessment of the share of the surveyed insurance companies in the total number of insurance companies operating on the Polish insurance market in 2004–2019 shows that:

- the total number of insurance companies that were assessed ranged from 54.4% to 80% of all insurance companies operating in a given year;
- the number of insurance companies operating in branch I (life insurance) that were assessed ranged from 54.1% to 80% of all insurance companies operating in this branch in a given year;
- the number of insurance companies operating in branch II (non-life insurance) that were assessed ranged from 54.8% to 76.7% of all insurance companies operating in this branch in a given year;
- the number of insurance companies operating in the form of a joint stock company that were assessed ranged from 47.9% to 74.5% of all insurance companies operating in such a legal form in a given year;
- the number of insurance companies operating in the form of a mutual insurance company that were assessed ranged from 72.7% to 100% of all insurance companies operating in such a legal form in a given year.

Therefore, it can be assumed that the surveyed insurance companies constitute a representative sample, and the results of the conducted research can be generalised to all insurance companies operating on the Polish insurance market.

Non-financial reporting was adopted as a measure of achievements informative about the undertaken socially-responsible activities. As mentioned before, non-financial reporting is believed, on the one hand, to improve or strengthen the company's relations with the internal and external environment, and on the other, to affect the company's reputation and the level of risk, and thus influence its financial efficiency.

To achieve the research goal, an econometric model was constructed. The return on equity (ROE) was adopted as the dependent variable (explained feature) representing financial efficiency. The conducted studies of the literature dealing with factors influencing financial results of insurance companies confirm there is a wide range of such factors. The ones most frequently mentioned were: the size of the insurance company, financial liquidity, the value of liabilities, capital structure and asset risk and growth (Lament, 2019b, p. 227). These all are the elements related to the financial management of an insurance company.

In international comparisons, macroeconomic variables are undoubtedly important measures of financial results. This is confirmed by research conducted for example by Kozak (2011), Kramaric et al. (2017) or Ortyński (2016).

It also seems that the financial performance of insurance companies as institutions of public trust is significantly influenced by image-related factors. This assumption was confirmed by the results of studies conducted by Ngatia (2014), while Yadav et al. (2016) and Lament (2019b) showed there was no relationship between the financial results of insurance companies and image-related issues presented in CSR reports.

When analysing the financial efficiency of insurance companies, it is worth paying attention to their classification in terms of business activity and the resulting different risk profiles that affect their financial results, as demonstrated by the BION supervisory assessment conducted by the Polish Financial Supervision Authority (Komisja Nadzoru Finansowego, 2020), the research conducted by the Geneva Association (2010) on risk profiles in insurance, and by the research on the impact of risk profiles on the financial results of insurance companies (Lament, 2019a).

The model explains the financial effectiveness of insurance companies measured by ROE as dependent on 14 independent variables:

RNF – non-financial reporting – dummy variables, where $R_{i,t} = 1$ means non-financial reporting and $R_{i,t} = 0$ means lack of non-financial reporting,

WB – gross financial result,

WN – net financial result,

WT – technical insurance result,

ROA – return on assets,
 ROS – return on sales,
 DS – income of policyholder's dynamics,
 DR – dynamics of technical provisions,
 DL – dynamics of investments,
 WR – retention ratio,
 WS – net loss ratio,
 RL – profitability of investments,
 KA – share of acquisition costs in gross written premium,
 Z – combined ratio.

Methods of calculating these variables are shown in Table 4.

Table 4. Methods of calculating the analysed variables

Variable	Variable designation	Method of calculating the variable
ROE	$ROE_{i,t}$	net profit in PLN/year · 100 / equity in PLN/year
RNF	$RNF_{i,t}$	dummy variables, where $R_{i,t}=1$ means non-financial reporting and $R_{i,t}=0$ – lack of non-financial reporting
ROA	$ROA_{i,t}$	net profit in PLN/year · 100 / assets in PLN/year
ROS	$ROS_{i,t}$	net profit in PLN/year · 100 / gross written premium in PLN/year
Income of policyholder's dynamics	$DS_{i,t}$	gross written premium in the current year in PLN/year · 100 / gross written premium in the previous year in PLN/year
Dynamics of technical provisions	$DR_{i,t}$	technical provisions in the current year in PLN/year · 100 / technical provisions in the previous year in PLN/year
Dynamics of investments	$DL_{i,t}$	investments in the current year in PLN/year · 100 / investments in the previous year in PLN/year
Retention ratio	$WR_{i,t}$	net written premium of reinsurance in PLN/year · 100 / gross written premium in PLN/year
Net loss ratio	$WS_{i,t}$	net claims and benefits paid net of reinsurance in PLN/year +/– change in provisions against outstanding claims and benefits of reinsurance in PLN/year · 100 / net earned premium of reinsurance in PLN/year
Profitability of investments	$RL_{i,t}$	profit of investments in PLN/year · 100 / investments in PLN/year
Share of acquisition costs in gross written premium	$KA_{i,t}$	acquisition costs in PLN/year · 100 / gross written premium in PLN/year
Combined ratio	$Z_{i,t}$	net claims paid of reinsurance in PLN/year + net costs of insurance activities of reinsurance in PLN/year + net other technical costs of reinsurance in PLN/year + dividend paid in PLN/year · 100 / net earned premium of reinsurance in PLN/year

Source: authors' work.

Key descriptive statistics that characterise the variables are shown in Table 5.

Table 5. Basic statistics concerning the studied variables in insurance companies on the Polish insurance market in 2004–2019

Variable	Average	Median	Minimum	Maximum	Variance	Standard deviation	P. confidence dev. std. –95.000%	P. confidence dev. std. +95.000%	Coefficient of change	Skewness	Kurtosis
ROE	7.20E–02	8.20E–02	–2.34	6.53E–01	4.75E–02	2.18E–01	2.07E–01	2.30E–01	3.03E+02	–2.62	2.32E+01
RNF	4.16E–01	0.00	0.00	1.00	2.43E–01	4.93E–01	4.69E–01	5.21E–01	1.19E+02	3.43E–01	–1.89
WB	1.58E+04	8.65E+03	–3.00E+05	5.40E+06	3.14E+11	5.61E+05	5.33E+05	5.92E+05	3.56E+02	4.89	2.66E+01
WN	1.34E+05	6.86E+03	–2.04E+05	5.11E+06	2.44E+11	4.94E+05	4.69E+05	5.21E+05	3.68E+02	5.20	3.11E+01
WT	8.92E+04	4.09E+03	–2.67E+05	2.99E+06	1.12E+11	3.35E+05	3.18E+05	3.53E+05	3.75E+02	5.15	2.89E+01
ROA	1.88E–02	1.50E–02	–4.70E–01	5.61	5.04E–02	2.25E–01	2.13E–01	2.37E–01	1.19E+03	2.26E+01	5.64E+02
ROS	–3.39E–02	3.15E–02	–3.10E+01	2.75	1.51	1.23	1.17	1.30	–3.63E+03	–2.35E+01	5.90E+02
DS	1.38	1.07	1.58E–01	7.21E+01	1.22E+01	3.49	3.31	3.68	2.53E+02	1.74E+01	3.23E+02
DR	1.86	1.10	4.79E–01	3.17E+02	1.61E+02	1.27E+01	1.21E+01	1.34E+01	6.82E+02	2.29E+01	5.56E+02
DL	1.15	1.09	5.20E–01	5.09	1.02E–01	3.19E–01	3.03E–01	3.37E–01	2.78E+01	4.87	4.29E+01
WR	8.52E–01	9.59E–01	6.60E–02	1.09	4.18E–02	2.05E–01	1.94E–01	2.16E–01	2.40E+01	–1.55	1.49
WS	6.74E–01	5.87E–01	0.00	4.88E+01	3.65	1.91	1.81	2.02	2.83E+02	2.36E+01	5.92E+02
RL	4.61E–02	4.40E–02	–9.30E–02	5.30E–01	1.25E–03	3.53E–02	3.35E–02	3.73E–02	7.66E+01	4.08	5.28E+01
KA	5.22E–01	2.13E–01	0.00	1.79E+02	4.65E+01	6.82	6.48	7.20	1.31E+03	2.62E+01	6.86E+02
Z	1.05	9.46E–01	–2.45E–01	1.53E+01	8.44E–01	9.19E–01	8.73E–01	9.70E–01	8.74E+01	9.13	1.14E+02

Note. N important = 688 for all variables.

Source: authors' work performed using Statistica 13.

4. Model and empirical results

After analysing the data, the backward stepwise regression method was used, eliminating statistically insignificant predictors and collinearity. On this basis, a panel model was constructed in the form of:

$$ROE_{i,t} = a_1 + a_2RNF_{i,t} + a_3WT_{i,t} + a_4R_{i,t} + a_5RL_{i,t} + a_6Z_{i,t} + u_{i,t},$$

where:

$ROE_{i,t}$ – return on equity,

a_1 – free factor,

a_2 – a_6 – factors,

$RNF_{i,t}$ – non-financial reporting – dummy variables, where $RNF_{i,t} = 1$ means non-financial reporting and $RNF_{i,t} = 0$ denotes the lack of non-financial reporting,

$WT_{i,t}$ – technical insurance result,

$R_{i,t}$ – retention ratio,

$RL_{i,t}$ – profitability of investments,

$Z_{i,t}$ – combined ratio,

$u_{i,t}$ – joint random factor.

The performed statistical tests showed an autocorrelation of residuals and heteroscedasticity. The autocorrelation was tested with the Durbin-Watson test, which indicated quite a significant autocorrelation.

Therefore, the weighted least squares method (WLS) was chosen as the method of estimating the panel model. The selection of the appropriate model was tested according to the Schwarz criterion and the Akaike criterion. The obtained model estimation results are presented in Tables 6 and 7.

Table 6. Results of model estimation – the WLS method

Specification	Coefficient	Standard error	t-ratio	p-value
const	3.77E+03	2.07E–02	0.812	0.8559
WT	1.73E–07	2.09E–08	8.287	<0.0001***
R	6.85E–02	2.28E–02	2.999	0.0028***
RL	2.53E–01	1.09E–01	2.327	0.0203**
Z	–2.53E–02	4.93E–03	–5.137	<0.0001***
RNF	2.74E–02	8.11E–03	3.375	0.0008***

Note. Model using 688 observations. 43 cross-sectional units included. Dependent variable – ROE. Weights based on per-unit error variances. The variable is significant at the significance level of: *** – 0.01, ** – 0.05.

Source: authors' work performed using GRET.

Table 7. Results of model estimation – tests

Specification	Value	Specification	Value
Statistics based on the weighted data		Statistics based on the weighted data (cont.)	
Sum squared residuals	6.51E+02	Akaike criterion	1.93E-03
R-squared	3.01E-01	Hannan-Quinn	1.94E-03
F(6, 681)	4.88E+01	Statistics based on the original data	
Log-likelihood	-9.57E+02	Mean dependent variable	7.20E-02
Schwarz criterion	1.96E+03	Sum squared residuals	2.69E+01
S.E. of regression	9.78E-01	S.D. dependent variable	2.18E-01
Adjusted R-squared	2.94E-01	S.E. of regression	1.97E-01
p-value(F)	7.72E-50		

Note. As in Table 6. Test for the normality of residuals: Null hypothesis: error is normally distributed. Test statistic: chi-square(2) = 501.38 with p -value = 1.33856E-109.

Source: authors' work performed using GRETL.

The results of the model's estimation indicated that all the independent variables are statistically significant and the signs are in accordance with the theory and hypothesis. The explanatory variables explain the variability of the explained variable in 30% when taking into account the coefficient of determination, and in 29.43% when taking into account the adjusted coefficient of determination. The RNF variable is statistically significant and affects the volatility of the ROE variable. However, this influence is much smaller than in the case of the other explanatory variables in the model, except for the Z variable.

The obtained results extend the scope of the research to non-financial reporting and its impact on the financial efficiency of insurance companies. They are consistent with the results of the studies by Olowokudejo et al. (2011) and Yadav et al. (2016). However, the two latter studies were of a questionnaire nature, so they cannot really be compared with the study described in this article due to the differences in the applied methodologies. A similar research methodology, i.e. econometric modelling, was used by Lament (2019b) and Ngatia (2014). The research results obtained in those two studies, on the other hand, found a negative correlation between the financial results of insurance companies and non-financial reporting.

Research into non-financial reporting of insurance companies is similar in scope to the research into non-financial reporting of other business entities and includes: qualitative research into non-financial information, e.g. Jonas (2017) and Lament (2017), the impact on financial results, e.g. Lament (2019b), Ngatia (2014) and Yadav et al. (2016), and the value of the economic entity, e.g. Winman (2021). It is also possible to indicate an area of research specific to insurance companies, which is the impact of non-financial reporting on the financial stability, studied for example by Chiaramonte et al. (2020).

5. Conclusions

The discussed topic has so far been barely researched in the context of the insurance market, especially the Polish one. The research conducted to date does not clearly indicate the existence of a relationship between the financial efficiency of insurance companies and non-financial reporting (RNF). The analysis of the literature indicates that there are more studies confirming the impact of RNF on the financial results of insurance companies than studies showing a negative correlation between them. The positive impact of RNF on the financial efficiency of insurance companies was demonstrated by, for example, Chiaramonte et al. (2020), Winman (2021) and Yadav et al. (2016), while the negative impact was reported by Ngatia (2014) and Lament (2019b).

However, the conducted research made it possible to positively verify the formulated research hypothesis, namely that non-financial reporting affected the financial efficiency of insurance companies operating on the Polish market in the years 2004–2019. This was done using the results of the model estimation, which indicated that the RNF variable was statistically significant.

These results might prove useful for insurance companies. The article indicates the factors of their financial efficiency and shows how non-financial reporting affects it. The paper presents the authors' original research into a representative group of insurance companies that can be generalised to the population of entities. The study will contribute to the development of research into factors of the financial effectiveness of insurance companies.

The study presented above indicates that the undertaken subject needs further research, which should be conducted mainly by means of quantitative and econometric methods. Further research should focus on improving the research methodology and, in particular, on the selection of econometric modelling methods.

References

- Borda, M. (2006). *Ryzyko zarządzania finansami w zakładach ubezpieczeń na życie*. Oficyna Wydawnicza Branta.
- Bukowski, S. I., & Lament, M. B. (2021a). Corporate social responsibility (CSR) and financial results of insurance companies. In S. I. Bukowski, A. Hyz & M. B. Lament (Eds.), *Competitiveness and Economic Development in Europe. Prospects and Challenges* (pp. 217–232). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003095361>.
- Bukowski, S. I., & Lament, M. B. (2021b). CSR reporting as a factor of insurance companies' competitive advantage. In S. I. Bukowski, A. Hyz & M. B. Lament (Eds.), *Competitiveness and Economic Development in Europe. Prospects and Challenges* (pp. 233–246). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003095361>.

- Bukowski, S., & Lament, M. (2021c). Market Structure and Financial Effectiveness of Life Insurance Companies. *European Research Studies Journal*, 24(2B), 502–514. <https://doi.org/10.35808/ersj/2248>.
- Chiaromonte, L., Dreassi, A., Paltrinieri, A., & Pisera, S. (2020). Sustainability Practices and Stability in the Insurance Industry. *Sustainability*, 12(14), 1–21. <https://doi.org/10.3390/su12145530>.
- Directive 2014/95/EU of the European Parliament and of the Council of 22 October 2014 amending Directive 2013/34/EU as regards disclosure of non-financial and diversity information by certain large undertakings and groups. Official Journal of the European Union L330/1.
- Doan, O. (Ed.). (1998). *Ubezpieczenia życiowe*. Poltext.
- Geneva Association. (2010). *Systemic Risk in Insurance. An analysis of insurance and financial stability*.
- Jonas, K. (2017). Raportowanie informacji niefinansowych w zakładach ubezpieczeń. In J. Krasodomska (Ed.), *Spółeczna odpowiedzialność biznesu w rachunkowości. Teoria i praktyka* (s. 73–101). Difin.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2020). *Metodyka rocznego badania i oceny nadzorczej (BION) zakładów ubezpieczeń i zakładów reasekuracji za 2019 r.*
- Kozak, S. (2011). Determinants of profitability of non-life insurance companies in Poland during integration with the European Financial System. *Electronic Journal of Polish Agricultural Universities*, 14(1), 25–38.
- Kramaric, T. P., Miletic, M., & Pavic, I. (2017). Profitability determinants of insurance markets in selected Central and Eastern European countries. *International Journal of Economic Sciences*, 6(2), 100–123. <https://doi.org/10.52950/ES.2017.6.2.006>.
- Krištofik, P., Lament, M., & Musa, H. (2016). The reporting of non-financial information and the rationale for its standardization. *E&M Economics and Management*, 19(2), 157–175. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2016-2-011>.
- Lament, M. (2017). Raportowanie informacji niefinansowych w zakładach ubezpieczeń w Polsce. *Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości*, (91), 63–86. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0009.8024>.
- Lament, M. (2019a). Profil ryzyka zakładu ubezpieczeń a wyniki finansowe. In A. Śliwiński (Ed.), *Zarządzanie w warunkach ryzyka* (pp. 207–224). Oficyna Wydawnicza SGH.
- Lament, M. (2019b). *Raportowanie niefinansowe a wyniki finansowe zakładów ubezpieczeń*. CeDeWu.
- Lu, H., Liu, X., & Falkenberg, L. (2022). Investigating the impact of corporate social responsibility (CSR) on risk management practices. *Business & Society*, 61(2), 496–534. <https://doi.org/10.1177/0007650320928981>.
- Mittal, R. K., Sinha, N., & Singh, A. (2008). An analysis of linkage between economic value added and corporate social responsibility. *Management Decision*, 46(9), 1437–1443. <https://doi.org/10.1108/00251740810912037>.
- Ngatia, S. W. (2014). *The effect of Corporate Social Responsibility on financial performance of insurance companies in Kenya*. University of Nairobi.

- Olowokudejo, F., Aduloju, S. A., & Oke, S. A. (2011). Corporate social responsibility and organizational effectiveness of insurance companies in Nigeria. *The Journal of Risk Finance*, 12(3), 156–167. <https://doi.org/10.1108/15265941111136914>.
- Ortyński, K. (2016). Determinants of profitability of general insurance companies performance in Poland. *Central European Review of Economics & Finance*, 12(2), 53–66.
- Proposal for a Directive of the European Parliament and of the Council amending Directive 2013/34/EU, Directive 2014/95/EU, Directive 2006/43/EC and Regulation (EU) No 537/2014, as regards corporate sustainability reporting.
- Sobczyk, M. (2016). W poszukiwaniu wpływu dokonń CSR na wyniki finansowe. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (436), 261–269. <https://doi.org/10.15611/pn.2016.436.26>.
- Stroiński, E. (2003). *Ubezpieczenia na życie. Teoria i praktyka*. Poltext.
- Surroca, J., Tribó, J. A., & Waddock, S. (2010). Corporate responsibility and financial performance: the role of intangible resources. *Strategic Management Journal*, 31(5), 463–490. <https://doi.org/10.1002/smj.820>.
- Ustawa z dnia 15 grudnia 2016 r. o zmianie ustawy o rachunkowości (Dz.U. 2017 poz. 61).
- Williams, C. A. Jr., Smith, M. L., & Young, P. C. (2002). *Zarządzanie ryzykiem a ubezpieczenia*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Winman, A. J. (2021). *Financial Impact of Social Responsibility on Publicly Traded Insurers* [Doctoral dissertation, Walden University]. <https://scholarworks.waldenu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=11176&context=dissertations>.
- Yadav, R. K., Jain, R., & Singh, S. (2016). An overview of Corporate Social Responsibility (CSR) in insurance sector with special reference to Reliance Life Insurance. *World Scientific News*, 45(2), 196–223. <http://www.worldscientificnews.com/wp-content/uploads/2015/10/WSN-452-2016-196-223.pdf>.

Wykorzystanie zagregowanej funkcji produkcji do określenia źródeł konwergencji gospodarczej województw

Roman Kosmański^a

Streszczenie. W artykule podjęto problematykę konwergencji gospodarczej, będącej od lat jednym z ważniejszych zagadnień w dziedzinie ekonomii. Celem badania, które tu omówiono, jest identyfikacja czynników warunkujących konwergencję gospodarczą województw (a konkretnie – odpowiedzialnych za regionalne zróżnicowanie PKB na osobę pracującą) oraz ocena siły ich oddziaływania. Badanie przeprowadzono dla lat 2014–2019 na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Posłużono się zagregowaną funkcją produkcji typu Cobb-Douglasa, która pozwala oddzielić wpływ akumulacji czynników produkcji od wpływu zmian w stosowanej technologii na wzrost gospodarczy w województwach i w konsekwencji – na proces konwergencji gospodarczej. Zrealizowanie celu badawczego wymagało przeprowadzenia dekompozycji zagregowanej funkcji produkcji. Wyniki badania nie potwierdziły występowania konwergencji gospodarczej województw. Na skutek różnic w przestrzennej akumulacji kapitału rzeczowego oraz postępu technologicznego w rozpatrywanym okresie obserwowano tendencję do pogłębiania się regionalnego zróżnicowania PKB na osobę pracującą.

Słowa kluczowe: wzrost gospodarczy, dekompozycja, konwergencja

JEL: C01, C15, C51

Using the aggregate production function to determine the sources of economic convergence of voivodships in Poland

Abstract. The article deals with economic convergence, which has long been one of the most important issues in the field of economics. The aim of the study is to identify the factors which determine the economic convergence of voivodships, i.e. provinces (and more specifically, factors responsible for the regional differentiation of GDP per working person) and to assess the strength of their impact. The study was conducted for the years 2014–2019 on the basis of data provided by the Local Data Bank of Statistics Poland. The aggregate production function of the Cobb-Douglas type was used. It allows the influence of the accumulation of production factors to be separated from the influence of the changes occurring in the applied technology on economic growth in voivodships and, consequently, on the process of economic

^a Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Jana Amosa Komeńskiego w Lesznie, Instytut Gospodarki i Zarządzania Przestrzenią, Polska / Jan Amos Komenski University of Applied Sciences in Leszno, Institute of Economics and Space Management, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9557-6357>.
E-mail: roman.kosmalski@pwsz.edu.pl.

convergence. The achievement of the aim of the research necessitated the decomposition of the aggregated production function. The results of the study did not confirm the occurrence of economic convergence in voivodships. A tendency was observed for the regional differentiation of the GDP per working person to deepen during the examined period, which resulted from the differences in the spatial accumulation of physical capital and technological progress.

Keywords: economic growth, decomposition, convergence

1. Wprowadzenie

W literaturze ekonomicznej zmniejszanie dysproporcji w rozwoju gospodarczym jest nazywane *konwergencją gospodarczą*¹. W badaniach ekonomicznych tę cechę rozpatruje się najczęściej w odniesieniu do grupy gospodarek krajów, regionów lub sektorów gospodarki. Większość opracowań – zarówno teoretycznych, jak i empirycznych – z zakresu wzrostu gospodarczego i konwergencji gospodarczej dotyczy grup krajów lub regionów w poszczególnych krajach.

Konwergencja najczęściej jest rozpatrywana jako dążenie gospodarki do stabilnego stacjonarnego stanu równowagi (takie jej rozumienie wynika z teorii wzrostu gospodarczego) lub jako wyrównywanie się poziomu bogactwa w grupie krajów lub regionów (Puziak, 2009, s. 5). Gospodarka w stacjonarnym stanie równowagi rozwija się równomiernie, czyli ze stałą stopą wzrostu takich zmiennych, jak PKB na osobę pracującą czy kapitał rzeczowy na osobę pracującą. Jak stwierdza Kokocińska (2012a, s. 15), w pracach empirycznych często dokonuje się testowania różnic rozwoju występujących między krajami lub regionami na podstawie rozkładów dochodów PKB per capita, PKB na osobę pracującą bądź całkowitej produktywności czynników produkcji (ang. *Total Factor Productivity* – TFP).

W badaniach konwergencji wykorzystujących modele wzrostu gospodarczego zastosowanie znajdują na ogół neoklasyczne modele wzrostu, a wnioskowanie o występowaniu zbieżności ścieżek wzrostu jest przeprowadzane na podstawie analizy szacowanych albo kalibrowanych parametrów modeli². W literaturze najczęściej spotyka się dwie klasyczne koncepcje: sigma oraz beta. Konwergencja sigma zachodzi wówczas, gdy zróżnicowanie między regionami lub krajami badanej zmiennej makroekonomicznej zmniejsza się w czasie. Konwergencja beta dotyczy zależności występującej między stopą wzrostu zmiennej makroekonomicznej a jej poziomem wyjściowym i najczęściej jest rozpatrywana w dwóch wariantach: bezwarunkowym i warunkowym. Konwergencja bezwarunkowa oznacza, że regiony upodabniają się

¹ Termin *konwergencja* pochodzi od łacińskiego słowa *convergere*, które oznacza 'zbieganie się, upodabnianie się'.

² Pełniejsze objaśnienie pojęć związanych z konwergencją gospodarczą można znaleźć m.in. w pracach Malagi (2004a, 2004b).

do siebie niezależnie od ich początkowych, podstawowych charakterystyk. Terminy te zaproponowali Barro i Sala-i-Martin (1992; zob. też Sala-i-Martin, 1996a, 1996b). Miernikiem powszechnie stosowanym w badaniach nad wzrostem gospodarczym i w konsekwencji nad konwergencją gospodarczą jest PKB per capita lub PKB na osobę pracującą (Malaga, 2015, s. 2).

Zgodnie z zasadniczą cechą neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego, którą jest obraz długookresowego stabilnego stacjonarnego stanu równowagi gospodarki, stopa wzrostu PKB na osobę pracującą i kapitału rzeczowego na osobę pracującą jest stała i przyjmuje różne wartości dla różnych gospodarek. Tym samym różne są rozkłady nierówności między krajami lub regionami, które zgodnie z ideą stacjonarnego stanu równowagi ulegają już tylko dalszemu utrwaleniu. Z punktu widzenia badania konwergencji gospodarczej rozumianej jako wyrównywanie się poziomu rozwoju ocenie podlega zatem nie tylko tempo dążenia gospodarki do stabilnego stanu równowagi, lecz także rozkład badanych zmiennych pomiędzy regionami lub krajami.

Wraz z intensywnym rozwojem badań konwergencji gospodarczej, zapoczątkowanym pod koniec XX w., pojawiło się wiele alternatywnych sposobów rozumienia tego zjawiska i zaczęto stosować metody inne niż oparte na koncepcjach klasycznych. Zrodziło to także dylematy (Islam, 2003, s. 312) dotyczące m.in. badania konwergencji. Wydaje się, że większość badaczy za podstawowe uznaje pytanie o to, czy poziom rozwoju krajów biednych zrównuje się z poziomem rozwoju krajów bogatych (zwłaszcza w Unii Europejskiej w kontekście polityki spójności), a nie o to, kiedy dana gospodarka osiągnie własny stabilny stacjonarny stan równowagi.

Kolejna ważna kwestia to rozróżnienie konwergencji stóp wzrostu analizowanych zmiennych od konwergencji ich poziomu w grupie badanych gospodarek. Konwergencja wśród gospodarek może być bowiem rozumiana jako wyrównywanie się stóp wzrostu dochodu lub wyrównywanie się poziomu dochodu. Jeżeli badana jest konwergencja mierzona PKB per capita lub PKB na osobę pracującą, to występowanie konwergencji może być efektem akumulacji kapitału lub rezultatem postępu technologicznego.

Najczęściej wykorzystywaną przez ekonomistów miarą postępu technologicznego jest całkowita produktywność czynników produkcji, czyli TFP, szacowana z użyciem reszty Solowa. Zróżnicowanie technologiczne gospodarek dało początek badaniom nad procesami konwergencji technologicznej TFP (Bernard i Jones, 1996b; Fagerberg, 1994; Hall i Jones, 1996; Maddison, 1987). Konwergencja ta, podobnie jak konwergencja dochodu, może być rozumiana jako wyrównywanie się stóp wzrostu lub poziomu technologii (Christensen i in., 1981; Jorgenson i Nishimizu, 1978, a na gruncie polskim – Tokarski, 2010; Tokarski i in., 2005). Jednym z największych problemów pojawiających się w badaniach konwergencji technologicznej jest jedno-

znaczne oddzielenie wpływu akumulacji kapitału od wpływu zmian technologicznych na rozmiar produkcji.

Rozwój badań spowodował, że uwaga badaczy skupia się już nie tylko na konwergencji jako takiej, lecz także na jej źródłach – zwłaszcza na różnicach występujących pomiędzy sektorami – czego przykładem są prace Bernarda i Jonesa (1996a), Dollara i Wolffa (1998), Müllera (2001) czy Wonga (2006). Przedmiotem badań staje się przebieg procesu na poziomie regionów, np. NUTS, czyli jednostek terytorialnych do celów statystycznych (Kokocińska, 2012b, s. 5), co zapewne wynika z przekonania, że uchwycenie mechanizmów odpowiedzialnych za wyrównywanie się poziomu rozwoju całych gospodarek wymaga rozpoznania przyczyny konwergencji na niższych (sektorowych lub regionalnych) szczeblach agregacji.

Przegląd literatury przedmiotu prowadzi do wniosku, że istnieją różne sposoby rozumienia oraz badania konwergencji. Można też wskazać zagadnienia, które wciąż wymagają pogłębionych analiz. Dotyczy to m.in. metod pozwalających zarówno na określenie czynników odpowiedzialnych za konwergencję, jak i na ocenę siły ich oddziaływania na ten proces. W modelu wzrostu gospodarczego typu Solowa wzrost PKB na osobę pracującą w długim horyzoncie czasowym zależy wyłącznie od postępu technologicznego, natomiast zmiany rozmiaru produkcji w krótkim okresie mogą być wynikiem albo postępu technologicznego, albo akumulacji kapitału rzeczowego. Identyfikacji źródeł krótkookresowego wzrostu gospodarczego można zatem dokonać na podstawie badań empirycznych wykorzystujących rachunek wzrostu i jego dekompozycję. Pionierami tego typu badań byli Abramovitz (1956) i Solow (1957).

Celem badania omawianego w artykule jest identyfikacja czynników warunkujących konwergencję gospodarczą województw (a konkretnie – odpowiedzialnych za regionalne zróżnicowanie PKB na osobę pracującą) oraz ocena siły ich oddziaływania. W badaniu wykorzystano neoklasyczną funkcję produkcji typu Cobb-Douglasa, zgodnie z którą zróżnicowanie PKB na osobę pracującą może wynikać z różnic w akumulacji kapitału rzeczowego lub ze zróżnicowania postępu pomiędzy badanymi gospodarkami w pewnym czasie (Tokarski, 2007, s. 35).

2. Metoda badania

Jako podstawowe narzędzie wnioskowania o procesie konwergencji zastosowano zagregowaną funkcję produkcji typu Cobb-Douglasa, która w formule indeksu umożliwia dokonanie dekompozycji zmian PKB na osobę pracującą na czynniki składowe. Zmiany rozkładu PKB na osobę pracującą analizowano za pomocą metody estymacji jądrowej warunkowej funkcji gęstości dla rozkładu PKB na osobę pracującą. Okres badania ustalono na lata 2014–2019. Wykorzystano dane pochodzące z Banku Danych Lokalnych (BDL) Głównego Urzędu Statystycznego.

W zagregowanej funkcji produkcji produkt Y jest wytwarzany przez dwa czynniki produkcji: pracę L oraz kapitał rzeczowy K . Łączenie zasobów i ich przekształcanie w produkt przebiega według neoklasycznej funkcji produkcji Cobba-Douglasa. Produkcja w i -tym województwie w momencie t jest opisywana następująco:

$$Y_i(t) = F_i(K_i(t), L_i(t)) = A_i(t)K_i^{\alpha_i}(t)L_i^{1-\alpha_i}(t), \quad A_i > 0, \alpha_i \in (0, 1), \quad (1)$$

gdzie:

$Y_i(t)$ – PKB w i -tym województwie w momencie t ,

$F_i(K_i(t), L_i(t))$ – funkcja produkcji w i -tym województwie pomiędzy nakładami kapitału $K_i(t)$ i pracy $L_i(t)$,

$K_i(t)$ – wartość kapitału rzeczowego w i -tym województwie w momencie t ,

$L_i(t)$ – liczba osób pracujących w i -tym województwie w momencie t ,

$A_i(t)$ – TFP w i -tym województwie w momencie t ,

α_i – elastyczność produkcji względem kapitału rzeczowego w i -tym województwie,

$1 - \alpha_i$ – elastyczność PKB względem liczby osób pracujących w i -tym województwie.

Intensywna postać tej funkcji produkcji dana jest wzorem³

$$y_i(t) = A_i(t)k_i^{\alpha_i}(t), \quad (2)$$

gdzie:

$A_i(t) > 0$ – TFP w i -tym województwie w momencie t ,

$y_i(t)$ – PKB w przeliczeniu na osobę pracującą w i -tym województwie w momencie t ,

$k_i(t)$ – kapitał rzeczowy w przeliczeniu na osobę pracującą w i -tym województwie w momencie t .

2.1. Metoda kalibracji parametrów

Do wyznaczenia parametrów modeli opisujących zmiany PKB na osobę pracującą w poszczególnych województwach wykorzystano metody kalibracji opisane formułami (3)–(7). Elastyczność produkcji względem kapitału rzeczowego wyznaczono z warunków koniecznych zadania maksymalizacji zysku (Małaga i Kliber, 2007, s. 44–46):

³ W intensywnej postaci funkcji produkcji wszystkie zmienne są przeliczane na osobę pracującą.

$$\Pi_i(K_i(t), L_i(t)) = \{A_i(t)K_i^{\alpha_i}(t)L_i^{1-\alpha_i}(t) - rK_i(t) - w_iL_i(t)\} \rightarrow \max, \quad (3)$$

gdzie:

w_i – przeciętna płaca w i -tym województwie w momencie t ,

r – stopa procentowa w Polsce w momencie t .

Po wyznaczeniu krańcowego zysku względem zasobu pracy i przyrównaniu go do 0, zgodnie ze wzorem

$$\frac{d\Pi_i(K_i(t), L_i(t))}{dL_i(t)} = (1 - \alpha_i)A_i(t)K_i^{\alpha_i}(t)L_i^{-\alpha_i}(t) - w_i = 0, \quad (4)$$

otrzymujemy:

$$(1 - \alpha_i) = \frac{w_i}{A_i(t)K_i^{\alpha_i}(t)L_i^{-\alpha_i}(t)} = \frac{w_iL_i(t)}{A_i(t)K_i^{\alpha_i}(t)L_i^{1-\alpha_i}(t)} = \frac{w_iL_i(t)}{Y_i(t)}. \quad (5)$$

Z równania (5) wynika, że elastyczność PKB względem liczby osób pracujących jest równa udziałowi wynagrodzenia z tytułu pracy w PKB w i -tym województwie, zgodnie z formułą $\frac{w_iL_i(t)}{Y_i(t)}$. Wartość elastyczności PKB względem pracujących można zatem wyznaczyć na podstawie dostępnych danych statystycznych. Natomiast wartość współczynnika elastyczności PKB względem kapitału rzeczowego otrzymuje się, dopełniając do 1 współczynnik elastyczności PKB względem zasobu pracy:

$$\alpha_i = 1 - \frac{w_iL_i(t)}{Y_i(t)}. \quad (6)$$

Wartości TFP wyznaczono ze wzoru

$$A_i(t) = \frac{y_i(t)}{k_i^{\alpha_i}(t)}. \quad (7)$$

2.2. Dekompozycja zmian PKB na osobę pracującą w Polsce

Jedną z możliwości oceny siły wpływu poszczególnych czynników wytwórczych na tempo zmian badanej zmiennej jest przeprowadzenie dekompozycji wzrostu PKB, co w rezultacie pozwala na określenie źródeł zmian w możliwościach wytwórczych gospodarek poszczególnych województw oraz dokonanie oceny ich wpływu na konwergencję gospodarczą.

Dekompozycję produkcji przeprowadził w 1957 r. Solow. Po zlogarytmowaniu multiplikatywnej funkcji produkcji (1) i przekształceniu jej do postaci addytywnej wyprowadził formułę określającą udział poszczególnych czynników produkcji we wzroście gospodarczym w przyjętym okresie:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha \frac{\Delta K}{K} + (1 - \alpha) \frac{\Delta L}{L}. \quad (8)$$

W efekcie przekształcenia funkcji multiplikatywnej otrzymuje się postać addytywną, w której poszczególne składowe są zmianami względnymi początkowych wartości zmiennych. W zależności od celu prowadzonego badania zmiany te mogą mieć odniesienie zarówno do porównań w czasie, jak i między analizowanymi obiektami.

W omawianym badaniu wykorzystano funkcję produkcji w postaci multiplikatywnej, a dekompozycję wzrostu gospodarczego przeprowadzono z wykorzystaniem formuły indeksu neoklasycznej funkcji produkcji w postaci intensywnej:

$$y_i(t) = A_i(t)k_i^{\alpha_i}(t). \quad (9)$$

Odnosząc równanie (9) do dwóch momentów: t i $t + 1$, otrzymuje się następujący indeks:

$$\frac{y_i(t+1)}{y_i(t)} = \frac{A_i(t+1)}{A_i(t)} \cdot \left(\frac{k_i(t+1)}{k_i(t)} \right)^{\alpha_i}. \quad (10)$$

Przekształcenie równania (10) pozwala wyprowadzić wzór na wkład akumulacji kapitału rzeczowego AK_i w zmiany PKB na osobę pracującą oraz stopę wzrostu TFP_i ⁴ pomiędzy dwoma wybranymi momentami:

$$AK_i = \left(\frac{k_i(t+1)}{k_i(t)} \right)^{\alpha_i} = \frac{y_i(t+1)}{y_i(t)} \cdot \frac{A_i(t)}{A_i(t+1)}, \quad (11)$$

$$TFP_i = \frac{A_i(t+1)}{A_i(t)} = \frac{y_i(t+1)}{y_i(t)} \cdot \left(\frac{k_i(t)}{k_i(t+1)} \right)^{\alpha_i}. \quad (12)$$

Otrzymana miara TFP równoważna jest wzrostowi reszty Solowa w jego oryginalnej dekompozycji (Growiec, 2012, s. 139). Przykład zastosowania podobnej formuły opisanej wzorem (10), ale w odniesieniu do badania relacji między wydajnością pra-

⁴ Wartości A_i w i -tym województwie w momentach t oraz $t + 1$ wyznaczono na podstawie wzoru (7).

cy w krajach bogatych i biednych na podstawie neoklasycznej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, znajduje się w pracy Tokarskiego (2007, s. 35). Wzory (10)–(12) opisują przyjęty w badaniu sposób rozczłonkowania – dekompozycji zmian PKB na osobę pracującą pomiędzy momentami t i $t + 1$ na wkład wzrostu kapitału rzeczowego na osobę pracującą i pozostałość, czyli resztę Solowa, interpretowaną jako miara wkładu w produkcję postępu technologicznego.

Aby ocenić wpływ akumulacji kapitału rzeczowego i zmian TFP na procesy konwergencji gospodarczej województw, posłużono się wynikami dekompozycji indeksu przedstawionego we wzorach (11) i (12). Ocena polegała na poznaniu wpływu poszczególnych składowych tego indeksu na zmiany PKB na osobę pracującą w wybranych latach z okresu 2014–2019. Po pomnożeniu PKB na osobę pracującą (obliczonego w momencie t) oddzielnie przez każdą ze składowych funkcji produkcji otrzymano alternatywne wartości PKB na osobę pracującą uwzględniające wyizolowany wpływ każdego z czynników produkcji na zmiany wielkości produkcji pomiędzy momentami t i $t + 1$. Wykorzystano do tego następującą formułę:

$$y_i^{AK}(t + 1) = \frac{y_i(t + 1)}{y_i(t)} \cdot \frac{A_i(t)}{A_i(t + 1)} \cdot y_i(t), \quad (13)$$

$$y_i^{TFP}(t + 1) = \frac{y_i(t + 1)}{y_i(t)} \cdot \left(\frac{k_i(t)}{k_i(t + 1)} \right)^{\alpha_i} \cdot y_i(t), \quad (14)$$

$$\begin{aligned} y_i(t + 1) &= y_i^{TFP \cdot AK}(t + 1) = \\ &= \frac{y_i(t + 1)}{y_i(t)} \cdot \left(\frac{k_i(t)}{k_i(t + 1)} \right)^{\alpha_i} \cdot \frac{y_i(t + 1)}{y_i(t)} \cdot \frac{A_i(t)}{A_i(t + 1)} \cdot y_i(t), \end{aligned} \quad (15)$$

gdzie jedynymi czynnikami wzrostu PKB na osobę pracującą pomiędzy momentami t i $t + 1$ w i -tym województwie były odpowiednio zmiany technologii TFP $y_i^{TFP}(t + 1)$, procesy akumulacji kapitału rzeczowego $y_i^{AK}(t + 1)$ oraz łączny wpływ tych czynników $y_i^{TFP \cdot AK}(t + 1)$.

Wzór (13) opisuje, jak zmieniałby się PKB na osobę pracującą w i -tym województwie, gdyby jedynym czynnikiem produkcji pomiędzy momentami t i $t + 1$ była akumulacja kapitału rzeczowego. Wzór (14) pokazuje natomiast, jak zmieniałaby się ta wielkość, gdyby jedynym czynnikiem wzrostu PKB pomiędzy momentami t i $t + 1$ był postęp technologiczny. Z kolei wzór (15) uwzględnia łączny wpływ akumulacji kapitału rzeczowego i postępu technologicznego na zmiany PKB na osobę pracującą w i -tym województwie pomiędzy momentami t i $t + 1$. Podobnie na podstawie formuły addytywnej opisanej wzorem (8) możliwe jest dokonanie dekompo-

zycji i określenie udziału poszczególnych czynników produkcji we wzroście PKB na osobę pracującą w przyjętym okresie.

Tak skonstruowane miary dostarczają informacji dotyczących czynników i siły ich oddziaływania na zmiany PKB na osobę pracującą. Zmiana obserwowanej wielkości produkcji może być rezultatem zmiany w stosowanej technologii produkcji lub akumulacji kapitału rzeczowego.

Występowanie konwergencji gospodarczej województw badano na podstawie oceny rozkładów PKB na osobę pracującą z uwzględnieniem oddzielnie czynników produkcji wyznaczonych na podstawie równań (13)–(15). Zastosowanie powyższej formuły nie tylko pozwala odpowiedzieć na pytanie, czy w analizowanym okresie zachodziła konwergencja, lecz także dostarcza informacji o jej źródłach i sile ich oddziaływania.

Do wyznaczenia rozkładów PKB na osobę pracującą zapisanych układem równań (13)–(15) zastosowano metodę estymacji jądrowej, która pozwala na ocenę rozkładu PKB i jego zmian w czasie (Kruszka i Puziak, 2012; Quah, 1997; Wójcik, 2008a, 2008b) oraz na uzyskanie informacji o polaryzacji PKB na osobę pracującą (Kosmałski, 2011, s. 103).

W celu zdefiniowania estymatora jądrowego zakłada się daną n -wymiarową (tutaj $n = 1$) zmienną losową x o funkcji gęstości rozkładu f . Wynikiem m niezależnych eksperymentów jest m -elementowa próba losowa $x_1, x_2, \dots, x_m$, na podstawie której można wyznaczyć estymator $\hat{f}: R^n \rightarrow [0; \infty)$ funkcji gęstości rozkładu zmiennej losowej x . Estymator jądrowy funkcji gęstości dany jest wzorem (Kulczycki, 2005):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{mh^n} \sum_{t=1}^m K\left(\frac{x - x_i}{h}\right), \quad (16)$$

gdzie:

n – wymiar zmiennej losowej x ,

$x_1, x_2, x_3, \dots, x_{16}$ – próba losowa zmiennej,

$f(x)$ – funkcja gęstości rozkładu zmiennej losowej x ,

$\hat{f}(x)$ – estymator funkcji gęstości rozkładu skonstruowany na podstawie próby,

h – tzw. współczynnik wygładzania (inaczej: szerokość pasma lub okna)⁵,

$K(x)$ – jądro estymacji, które zwykle ma postać funkcji gaussowskiej

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right). \quad (17)$$

⁵ Wartość współczynnika h wyznaczono ze wzoru na jego optymalizację zaproponowanego przez Silvermana (1986): $h = 0,9 \min\left(s, \frac{q_3 - q_1}{1,349}\right) n^{-1/5}$, gdzie: s – odchylenie standardowe, q_3 i q_1 – zakres międzykwartylowy, n – liczebność próby.

Zaletą estymatora jądrowego jest możliwość wyznaczenia funkcji gęstości bez uwzględniania z góry danego rozkładu. Dzięki temu możliwe staje się określenie wielu cech charakterystycznych (np. modalnych, asymetrii) lub postaci rozkładu dla skrajnych wartości zmiennej (Quah, 1997, s. 27–59).

3. Wyniki badania

W tabl. 1 podano wartości parametrów funkcji produkcji kalibrowanych oddzielnie dla poszczególnych województw, uzyskane metodami (3)–(7) dla lat 2014–2019. Wartości elastyczności PKB na osobę pracującą względem kapitału rzeczowego wyznaczono jako wartości średnie z lat badanego okresu.

Tabl. 1. Wartości parametrów regionalnych modeli wzrostu dla lat 2014–2019

Województwa	α_i	$A_i(t)$	$A_i(t + 1)$
Dolnośląskie	0,71	3,74	3,97
Kujawsko-pomorskie	0,69	3,35	3,55
Lubelskie	0,58	2,83	3,02
Lubuskie	0,71	3,02	3,06
Łódzkie	0,67	3,29	3,57
Małopolskie	0,65	3,38	3,74
Mazowieckie	0,68	3,95	4,30
Opolskie	0,69	3,14	3,20
Podkarpackie	0,61	2,81	3,04
Podlaskie	0,62	2,88	3,08
Pomorskie	0,69	3,56	3,98
Śląskie	0,69	3,50	3,89
Świętokrzyskie	0,62	2,93	3,30
Warmińsko-mazurskie	0,69	3,14	3,19
Wielkopolskie	0,69	3,55	3,85
Zachodniopomorskie	0,70	3,19	3,34

Uwaga. α_i – elastyczność PKB względem kapitału rzeczowego w i -tym województwie, $A_i(t)$, $A_i(t + 1)$ – TFP w i -tym województwie w momencie $t = 2014$ i $t + 1 = 2019$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL.

Analizując wartości współczynnika elastyczności, można zaobserwować ich charakterystyczne zróżnicowanie między województwami. Najwyższe wartości współczynnika elastyczności PKB na osobę pracującą względem kapitału rzeczowego otrzymano dla województw: zachodniopomorskiego, śląskiego, dolnośląskiego, wielkopolskiego, mazowieckiego i pomorskiego, a najniższe dla województw: lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego i świętokrzyskiego. Elastyczność PKB względem kapitału rzeczowego, ze względu na sposób kalibracji, jest tym wyższa, im niższy jest udział wynagrodzenia z tytułu pracy w wartości PKB danego województwa.

W tabl. 2 przedstawiono wyniki dekompozycji wzrostu gospodarczego dla lat 2014–2019 otrzymane na podstawie równań (13)–(15).

Tabl. 2. Dekompozycja zmian PKB na osobę pracującą w latach 2014–2019

Województwa	$\frac{y_i(t+1)}{y_i(t)}$	$\left(\frac{k_i(t+1)}{k_i(t)}\right)^{\alpha_i}$	$\frac{A_i(t+1)}{A_i(t)}$
Dolnośląskie	1,178	1,111	1,060
Kujawsko-pomorskie	1,204	1,134	1,061
Lubelskie	1,207	1,132	1,066
Lubuskie	1,172	1,154	1,015
Łódzkie	1,214	1,116	1,087
Małopolskie	1,226	1,106	1,108
Mazowieckie	1,198	1,100	1,089
Opolskie	1,199	1,176	1,020
Podkarpackie	1,229	1,135	1,083
Podlaskie	1,200	1,123	1,069
Pomorskie	1,216	1,087	1,119
Śląskie	1,210	1,090	1,110
Świętokrzyskie	1,209	1,075	1,124
Warmińsko-mazurskie	1,173	1,155	1,016
Wielkopolskie	1,221	1,128	1,083
Zachodniopomorskie	1,172	1,118	1,048

Uwaga. $t = 2014$, $t + 1 = 2019$.

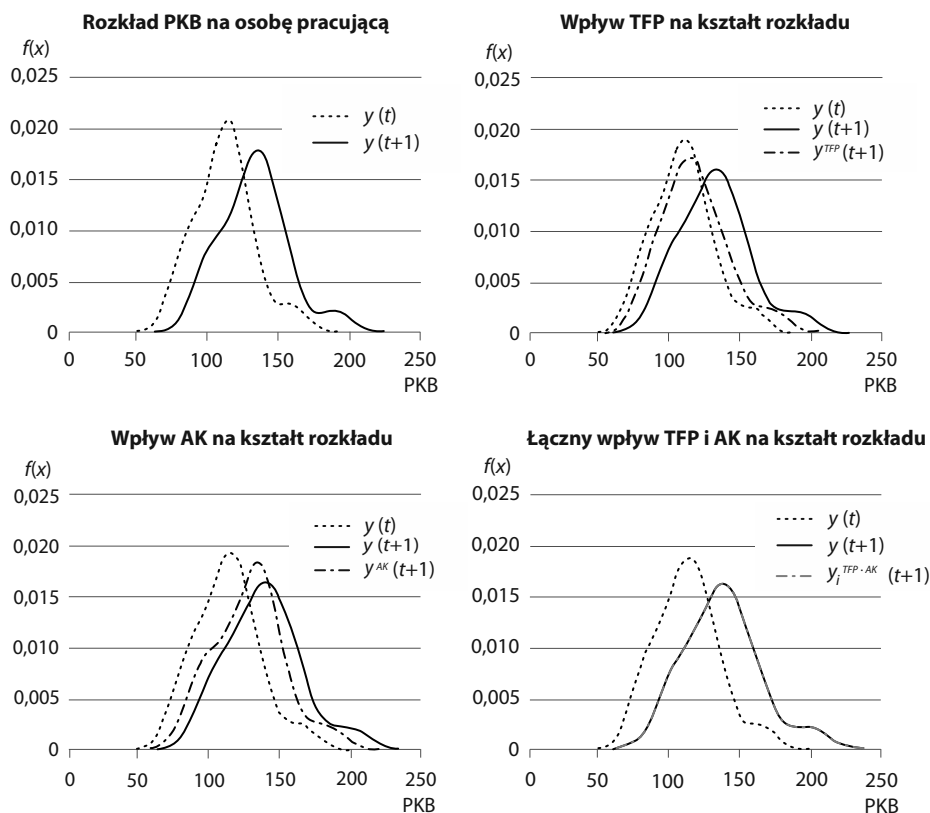
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL.

Największe zmiany PKB na osobę pracującą w badanym okresie nastąpiły w woj. podkarpackim, w którym za wzrost gospodarczy w 13,5% odpowiadają zmiany technologiczne, a w 8,3% – akumulacja kapitału rzeczowego. W najmniejszym stopniu (jedynie w 1,5%) zmiany technologiczne przyczyniły się do wzrostu gospodarczego w woj. lubuskim, w którym wpływ akumulacji kapitału rzeczowego na zmiany PKB na osobę pracującą wyniósł 15,4%.

Na wykresie przedstawiono rozkłady PKB na osobę pracującą dla województw oraz rozkłady otrzymane zgodnie z równaniami (11)–(13). Na osi odciętych odłożono wartości PKB na osobę pracującą w danym roku, a na osi rzędnych – wartości funkcji gęstości będące odpowiednikiem liczby województw.

Porównanie krzywych dla lat 2014 i 2019 wskazuje na przesunięcie całego rozkładu w prawo, w kierunku wyższych wartości analizowanej zmiennej, oraz jego spłaszczenie będące wynikiem wzrostu zróżnicowania PKB na osobę pracującą między województwami. Uwzględnienie wyizolowanego wpływu TFP oraz AK na PKB na osobę pracującą w badanym okresie, zgodnie z równaniami (11)–(13), skutkowało przesunięciem rozkładu w prawo – w kierunku wyższych wartości PKB. W przypadku samego TFP nastąpiło przesunięcie głównie prawej części wykresu, co było wynikiem tego, że postęp technologiczny miał większy wpływ na produkcję w regionach o wyższych wartościach PKB na osobę pracującą. Natomiast uwzględnienie tylko efektu AK spowodowało przesunięcie całego wykresu w kierunku wyższych wartości PKB na osobę pracującą oraz nieznaczne jego spłaszczenie.

Wykres. Rozkłady PKB na osobę pracującą w województwach oraz rozkłady alternatywne



Uwaga. $f(x)$ – gęstość rozkładu (odpowiadająca liczbie województw), y – PKB na osobę pracującą z uwzględnieniem wpływu czynników wzrostu gospodarczego, $t = 2014$, $t+1 = 2019$.

Źródło: opracowanie własne.

4. Podsumowanie i wnioski

W badaniach konwergencji gospodarczej zachodzącej w długim horyzoncie czasowym powszechnie wykorzystuje się neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego, a wnioskowanie o występowaniu zbieżności przeprowadza się na podstawie estymowanych albo kalibrowanych parametrów tych modeli. Zmiany rozmiaru produkcji i jej przestrzenne zróżnicowanie w krótszym horyzoncie czasowym mogą być wynikiem albo postępu technologicznego, albo akumulacji kapitału rzeczowego, a identyfikacji źródeł krótkookresowych zmian rozmiarów produkcji można dokonać w wyniku badań empirycznych wykorzystujących rachunek wzrostu i jego dekompozycję. Użycie w badaniach konwergencji dodatkowego narzędzia – dekompozycji zmian PKB na osobę pracującą, przeprowadzanej z zastosowaniem indeksu zaproponowanego w niniejszej pracy – znacznie poszerza obszar wnioskowania, ponieważ

dostarcza informacji o czynnikach oddziałujących na zmiany analizowanej zmiennej w czasie. Zagregowana funkcja produkcji w połączeniu ze wspomnianym indeksem pozwalają określić rozmiar oraz źródła zmian PKB na osobę pracującą pomiędzy dwoma ustalonymi momentami. Zmiana PKB na osobę pracującą może być rezultatem zmian w stosowanej technologii produkcji (w omawianym badaniu reprezentowanej przez całkowitą produktywność czynników produkcji) lub w akumulacji kapitału rzeczowego.

W wyniku dekompozycji zagregowanej funkcji produkcji możliwe stało się przeprowadzenie wielu symulacji, w szczególności dokonanie oceny wpływu czynników produkcji na zmiany rozkładu PKB na osobę pracującą i sformułowanie wniosków dotyczących zmian rozkładów tej zmiennej i rozkładów otrzymanych po uwzględnieniu wyizolowanego wpływu poszczególnych czynników produkcji. Zastosowany w badaniu estymator jądrowy umożliwił wyznaczenie funkcji gęstości bez konieczności uwzględniania z góry danego rozkładu. Na podstawie wyników dekompozycji indeksu dla funkcji produkcji Cobb-Douglasa przeprowadzono analizę hipotetycznych regionalnych rozkładów PKB na osobę pracującą z uwzględnieniem wpływu poszczególnych składowych tego indeksu (czynników produkcji) na zmiany rozkładu PKB na osobę pracującą. Oddzielnie rozpatrzono wpływ każdego czynnika produkcji na zmiany PKB na osobę pracującą, co pozwoliło określić wielkość oraz źródła zmian PKB na osobę pracującą między dwoma ustalonymi momentami w każdym województwie.

Przeprowadzone badanie nie potwierdziło występowania pomiędzy województwami konwergencji rozumianej jako wyrównywanie się poziomu PKB na osobę pracującą. Ten wniosek został sformułowany na podstawie oceny ewolucji rozkładów PKB na osobę pracującą. Ewolucja rozkładu regionalnego PKB w przeliczeniu na osobę pracującą w czasie, na skutek spłaszczenia rozkładu, wykazywała tendencję do pogłębiania się zróżnicowania regionalnego. Na podstawie dekompozycji produkcji ustalono natomiast, że podstawowymi źródłami jej zmian w latach 2014–2019 były zróżnicowany przestrzennie postęp technologiczny oraz akumulacja kapitału rzeczowego, przy czym wpływ akumulacji kapitału rzeczowego na procesy produkcji był większy w regionach o wyższych wartościach PKB na osobę pracującą.

Przyjęty zakres czasowy badania – 2014–2019, czyli sześć lat – umożliwił przedstawienie analizy najnowszych danych oraz zaprezentowanie metody pozwalającej na uchwycenie źródeł krótkookresowych zmian produkcji. Na dalszych etapach badania, np. prowadzonych z uwzględnieniem efektów polityki spójności UE, przewidywane jest przyjęcie innego horyzontu czasowego, w szczególności pokrywającego się z perspektywą czasową tej polityki.

Bibliografia

- Abramovitz, M. (1956). Resource and Output Trends in the United States Since 1870. *American Economic Review*, 46, 5–23.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>.
- Bernard, A. B., Jones, C. I. (1996a). Productivity and Convergence Across U.S. States and Industries. *Empirical Economics*, 21(1), 113–135. <https://doi.org/10.1007/BF01205496>.
- Bernard, A. B., Jones, C. I. (1996b). Technology and Convergence. *Economic Journal*, 106(437), 1037–1044. <https://doi.org/10.2307/2235376>.
- Christensen, L. R., Cummings, D., Jorgenson, D. W. (1981). Relative Productivity Levels, 1947–1973: An International Comparison. *European Economic Review*, 16(1), 61–94. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(81\)90049-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(81)90049-0).
- Dollar, D., Wolff, E. N. (1998). Convergence of Industry Labour Productivity Among Advanced Economies, 1963–1982. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4). <https://doi.org/10.2307/1935817>.
- Fagerberg, J. (1994). Technology and International Differences in Growth Rates. *Journal of Economic Literature*, 32(3), 1147–1175.
- Growiec, J. (2012). *Zagregowana funkcja produkcji w ekonomii wzrostu gospodarczego i konwergencji*. Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.
- Hall, R. E., Jones, C. I. (1996). *The Productivity of Nations* (NBER Working Paper No. 5812). <https://doi.org/10.3386/w5812>.
- Islam, N. (2003). What Have We Learnt From the Convergence Debate?. *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309–362. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00197>.
- Jorgenson, D., Nishimizu, M. (1978). US and Japanese Economic Growth 1952–1974: An International Comparison. *Economic Journal*, 88(352), 707–726.
- Kokocińska M. (2012a). Konwergencja gospodarcza na poziomie mezoekonomicznym. W: M. Kokocińska (red.), *Etapy konwergencji w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej* (s. 9–22). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kokocińska, M. (2012b). Wprowadzenie. W: M. Kokocińska (red.), *Etapy konwergencji w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej* (s. 5–8). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kosmalski, R. (2011). Retrospektywne i prospektywne rozkłady PKB p.c. i PKB na osobę pracującą w Polsce w ujęciu regionalnym. W: D. Appenzeller (red.), *Matematyka i informatyka na usługach ekonomii. Modelowanie zjawisk gospodarczych w praktyce* (s. 103–116). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kruszka, M., Puziak, M. (2012). Konwergencja i rozkłady dochodu w regionach Unii Europejskiej. W: M. Kokocińska (red.), *Etapy konwergencji w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej* (s. 40–67). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kulczycki, P. (2005). *Estymatory jądrowe w analizie systemowej*. Wydawnictwa Naukowo-Techniczne.

- Maddison, A. (1987). Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment. *Journal of Economic Literature*, 25(2), 649–698.
- Malaga, K. (2004a). *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Malaga, K. (2004b). Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w latach 1960–1999: wyniki badań empirycznych. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, (41), 56–93.
- Malaga, K. (2015). O niektórych dylematach teorii wzrostu gospodarczego i ekonomii. <http://www.pte.pl/pliki/2/12/K.%20Malaga.pdf>.
- Malaga, K., Kliber, P. (2007). *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Müller, G. (2001). A Glimpse on Sectoral Convergence of Productivity Levels (IWH Discussion Papers, No. 133). <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/77051/1/133.pdf>.
- Puziak, M. (2009). *Konwergencja gospodarcza w wybranych krajach Unii Europejskiej. Ujęcie sektorowe* [rozprawa doktorska, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu]. http://www.wbc.poznan.pl/Content/120819/Puziak_Marcin-rozprawa_doktorska.pdf.
- Quah, D. T. (1997). Empirics of Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 27–59. <https://doi.org/10.1023/A:1009781613339>.
- Sala-i-Martin, X. (1996a). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019–1036. <https://doi.org/10.2307/2235375>.
- Sala-i-Martin, X. X. (1996b). Regional Cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1325–1352. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00029-1](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00029-1).
- Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall.
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320. <https://doi.org/10.2307/1926047>.
- Tokarski, T. (2007). Teoretyczne podstawy przyczyn zróżnicowania rozwoju gospodarczego. W: R. Piasecki (red.), *Ekonomia rozwoju* (s. 32–54). Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Tokarski, T. (2010). Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce. *Gospodarka Narodowa*, 238(3), 24–39. <https://doi.org/10.33119/GN/101149>.
- Tokarski, T., Roszkowska, S., Gajewski, P. (2005). Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce. *Ekonomista*, (2), 215–244.
- Wong, W.-K. (2006). OECD convergence: A sectoral decomposition exercise. *Economics Letters*, 93(2), 210–214. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.05.004>.
- Wójcik, P. (2008a). Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia Regionalne i Lokalne*, (2), 41–60. https://studreg.uw.edu.pl/dane/web_srll_files/286/2008_2_wojcik.pdf.
- Wójcik, P. (2008b). *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce* [rozprawa doktorska, Uniwersytet Warszawski]. http://coin.wne.uw.edu.pl/pwojcik/semmag/01_Obrona_WNE2008.10.pdf.

Ocena procesu starzenia się ludności krajów Unii Europejskiej za pomocą modelu konwergencji beta

Joanna Adrianowska^a

Streszczenie. W Europie nasila się proces starzenia się ludności. Celem badania omawianego w artykule jest próba oceny tego zjawiska w krajach Unii Europejskiej z wykorzystaniem podstawowych współczynników demograficznych oraz jego przebiegu w Polsce na tle UE. Wartości współczynników obliczono na podstawie danych za lata 2010 i 2016–2019 pochodzących z bazy Eurostatu. Ocenę analogii w procesie starzenia się ludności krajów UE przeprowadzono za pomocą modelu konwergencji beta, wyznaczonego w odniesieniu do każdego z badanych wskaźników starzenia się populacji 28 krajów UE. Wyniki obliczeń wskazują na konwergencję w analizowanym okresie – w krajach, które charakteryzowały się niższymi wartościami danego wskaźnika na początku okresu badawczego, nastąpił większy wzrost wartości tej miary niż w krajach, dla których wyjściowe wartości danego wskaźnika były wyższe. Obserwacja ta pozwala wysnuć wniosek, że różnice pomiędzy krajami UE dotyczące starzenia się ludności maleją.

Słowa kluczowe: demografia, starzenie się ludności, konwergencja beta

JEL: J11, J14

Assessment of the aging process of the populations of EU countries based on the beta convergence model

Abstract. The aging process of European populations is intensifying. The aim of the article is to assess this phenomenon in EU member states using basic demographic coefficients and to answer the question of how the Polish population is aging compared to the EU. The values of the coefficients were calculated on the basis of data obtained from the Eurostat database and cover the years 2010 and 2016–2019. The assessment of the analogy of the aging process between the populations of EU countries was based on the beta convergence model, determined for each of the analysed population aging indicators of the 28 EU member states. The results of the calculations show a convergence in the analysed period: countries where at the beginning of the research period the values of a given indicator were lower demonstrated a greater increase of this measure than countries for which the initial values of the given indicator were higher. This observation leads to the conclusion that the differences between EU countries in terms of the aging of the populations is decreasing.

Keywords: demography, population aging, beta convergence method

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Statystyki i Demografii, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Institute of Statistics and Demography, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0942-5334>. E-mail: joanna.adrianowska@uni.lodz.pl.

1. Wprowadzenie

Starzenie się populacji jest zjawiskiem, które polega na przekształcaniu się struktury ludności według wieku z zastojowej, czyli takiej, że roczna liczba urodzeń równa się rocznej liczbie zgonów, w regresywną, tzn. że z roku na rok liczba urodzeń maleje, a wzrasta udział ludności w starszym wieku (Holzer, 2003; Kurkiewicz, 1992). Wzrost udziału starszych grup wieku w populacji stanowi rezultat długookresowych zmian w umieralności, płodności i migracjach oraz naturalnych przesunięć w strukturze wieku. Czynnikiem generującym starzenie się populacji są wydłużający się czas trwania życia i czas przyszłego trwania życia oraz niski poziom dzietności. W Europie, w tym w Polsce, w ostatnich latach obserwuje się wzrost natężenia tego procesu.

Starzenie się populacji należy do ważnych problemów w badaniach demograficznych, szczególnie w Europie (Długosz, 1996, 2002). Zmniejszanie się liczby osób w wieku produkcyjnym i zwiększanie się liczby osób starszych (wymagających wsparcia i opieki) niesie wiele konsekwencji społeczno-gospodarczych, przede wszystkim większe obciążenia ludności w wieku produkcyjnym odpowiedzialnością finansową za rosnącą liczebnie grupę w wieku poprodukcyjnym. Rezultatem tego są m.in. zmiany w strukturze źródeł utrzymania, wzrost zapotrzebowania na usługi w dziedzinie ochrony zdrowia i opieki społecznej, zmniejszenie aktywności zawodowej i zmiana struktury konsumpcji (Kurek, 2008).

Proces starzenia się ludności w ujęciu badawczym wymaga bieżącego monitorowania w celu uchwycenia zarówno ogólnego trendu, jak i różnic międzyregionalnych. Poziom i tempo starzenia się ludności są kształtowane przede wszystkim przez relację pomiędzy czynnikami determinującymi zmianę struktury populacji według wieku i płci (Okólski i Fihel, 2012).

Starość demograficzna jest następstwem długookresowych zmian podstawowych procesów demograficznych wynikających ze spadku płodności i wydłużenia średniego trwania życia związanego ze spadkiem umieralności, a także konsekwencją migracji (Okólski i Fihel, 2012; Podogrodzka, 2016).

Celem badania omawianego w artykule jest próba oceny procesu starzenia się ludności krajów Unii Europejskiej z wykorzystaniem podstawowych współczynników demograficznych oraz jego przebiegu w Polsce na tle UE.

2. Metoda badania

W badaniu analizowano główne tendencje w zakresie poziomu i tempa starzenia się ludności 28 krajów UE na podstawie wybranych współczynników demograficznych (Długosz i in., 2011; Murkowski, 2018). Uwzględniono następujące miary:

- współczynnik starości demograficznej – udział ludności w wieku 65 lat i więcej w ogólnej liczbie ludności (W_{65+});
- mediana wieku, czyli granica wieku, którą połowa badanej populacji już przekroczyła, a której druga połowa jeszcze nie osiągnęła;
- współczynnik obciążenia demograficznego – iloraz liczby osób w wieku nieprodukcyjnym (0–14 oraz 65 lat i więcej) oraz liczby osób w wieku produkcyjnym (15–64 lat);
- indeks starości demograficznej – iloraz liczby osób starszych, np. w wieku 65 lat i więcej, oraz liczby osób młodych, np. w wieku 0–14 lat;
- współczynnik wsparcia międzypokoleniowego – iloraz liczby osób w wieku 85 lat i więcej oraz liczby osób w wieku 50–64 lat;
- współczynnik potencjalnego wsparcia – iloraz liczby osób w wieku 15–64 lat oraz liczby osób w wieku 65 lat i więcej;
- współczynnik podwójnego starzenia (zaawansowanej starości) – udział osób w wieku 85 lat i więcej wśród osób starszych, czyli w wieku 65 lat i więcej.

Wartości wymienionych miar wyznaczono na podstawie danych Eurostatu (b.r. a) za lata 2010 oraz 2016–2019. Badanie polegało na ich porównaniu, wskazaniu krajów o największej i najmniejszej wartości danego wskaźnika oraz na ocenie relacji wartości wybranych wskaźników charakteryzujących Polskę do najmniejszej i największej wartości tych wskaźników odnotowanej w danym okresie w UE.

Dodatkowo opracowano rankingi krajów UE według rosnących wartości wybranych współczynników dla 2019 r. i zbadano siłę zgodności otrzymanych rankingów za pomocą współczynnika korelacji rang Spearmana (r_s) według skali: $|r_s| \leq 0,3$ – siła niska, $0,3 < |r_s| \leq 0,5$ – siła średnia oraz $|r_s| > 0,5$ – siła wysoka (Sobczyk, 2000).

W celu sprawdzenia tezy o występowaniu zbieżności w procesie starzenia się populacji krajów UE zastosowano metodę konwergencji beta (Kashnitsky i in., 2017), która polega na wyznaczeniu regresji liniowej między wartością danego współczynnika na początku okresu badawczego (zmienna objaśniająca y_1) a przyrostem absolutnym wartości tego współczynnika w danym przedziale czasu (zmienna objaśniana $y_2 - y_1$).

Funkcję regresji w tym modelu określa wzór

$$y_{2i} - y_{1i} = \alpha + \beta \cdot y_{1i}, \quad i = 1, 2, \dots, m,$$

gdzie:

y_{1i} – wartość współczynnika na początku badanego okresu dla i -tego kraju,

y_{2i} – wartość współczynnika pod koniec badanego okresu dla i -tego kraju,

β – współczynnik regresji (współczynnik konwergencji),

α – wyraz wolny,

m – liczba analizowanych krajów.

W omawianym badaniu uwzględniono wskaźniki starzenia się ludności obliczone dla krajów UE na początku i na końcu okresu badawczego. W przypadku gdy wyznaczony we wzorze współczynnik regresji β jest ujemny – tzn. w krajach o wyższej początkowej wartości wybranego wskaźnika starzenia się ludności obserwowane są mniejsze jego przyrosty niż w krajach o niższej początkowej wartości tego wskaźnika – przyjmuje się, że wystąpiła konwergencja. Kraje o niższej początkowej wartości wskaźnika przyjmują wartości zbliżone do tej w krajach o jego wyższym poziomie wyjściowym (Soja, 2012).

3. Wyniki analizy wybranych miar starzenia się ludności

Podstawowe dane demograficzne dla Polski przedstawiono w tabl. 1. Liczba ludności w latach 2016–2019 była niższa niż w 2010 r., chociaż obserwuje się zmniejszanie się ubytku naturalnego i wzrost wartości salda migracji zewnętrznych.

Tabl. 1. Podstawowe charakterystyki demograficzne ludności Polski

Wyszczególnienie	2010	2016	2017	2018	2019
Liczba ludności (według stanu na 31 XII)	38 022 869	37 967 209	37 972 964	37 976 687	37 972 812
kobiety	19 610 632	19 590 169	19 595 127	19 596 388	19 592 436
mężczyźni	18 412 237	18 377 040	18 377 837	18 380 299	18 380 376
Liczba urodzeń	413 300	382 257	401 982	388 178	376 192
Liczba zgonów	378 478	388 009	402 852	414 200	409 709
w tym niemowląt	2057	1522	1604	1494	1412
Saldo migracji zewnętrznych	-62 995	-28 139	-9139	24 289	46 055
W_{65+} w %	13,6	16,0	16,5	17,1	17,7
Kobiety 65+:					
liczba	3 231 029	3 699 049	3 821 811	3 936 492	4 048 705
udział w liczbie kobiet w danym roku w %	16,47	18,82	20,79	20,09	20,66
Mężczyźni 65+:					
liczba	1 946 489	2 360 428	2 461 840	2 560 868	2 657 359
udział w liczbie mężczyzn w danym roku w %	10,58	12,84	12,56	13,93	14,46
Udział kobiet 85+ w liczbie kobiet w danym roku w %	1,81	2,60	2,73	2,83	2,89
Udział mężczyzn 85+ w liczbie mężczyzn w danym roku w %	0,67	1,04	1,11	1,59	1,19
Mediana wieku w latach	37,9	39,9	40,3	40,6	41,0

Uwaga. W_{65+} – współczynnik starości demograficznej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Bazy Demografia i Eurostatu (b.r. a).

3.1. Współczynnik starości demograficznej i współczynnik zaawansowanej starości

Zaawansowanie starzenia się ludności przedstawiono za pomocą współczynnika W_{65+} (udziału ludności w wieku 65 lat i więcej w ogólnej liczbie ludności). Dane zawarte w tabl. 1 świadczą o tym, że ludność Polski się starzeje.

Podobne tendencje występują także w innych krajach UE (tabl. 2). W analizowanym okresie w żadnym kraju nie odnotowano spadku wartości W_{65+} . Wartość odsetka ludności w wieku 65 lat i więcej systematycznie wzrasta, choć poziom i tempo starzenia się są zróżnicowane. Najniższe wartości W_{65+} odnotowano w Irlandii (11,2–14,1%), natomiast najwyższe – we Włoszech (20,4–22,8%). Pozwala to sądzić, że w badanym okresie najmłodszym krajem UE w sensie udziału osób w wieku 65 lat i więcej była Irlandia, natomiast najstarszym były Włochy.

Najmniejszy przyrost wartości analizowanego współczynnika (do 0,1 p.proc.) charakteryzuje Luksemburg i Szwecję, a największy, sięgający 0,6 p.proc., dotyczy Polski i Słowacji. Można przypuszczać, że jeśli obserwowany wzrost udziału osób w wieku 65 lat i więcej w ogólnej liczbie ludności się utrzyma, to dystans pomiędzy najmłodszymi a najstarszymi demograficznie krajami UE zostanie szybko zniwelowany.

Tabl. 2. Udział ludności w wieku 65 lat i więcej w liczbie ludności ogółem w krajach UE

Kraje / grupy krajów	W_{65+} w %					Przyrost W_{65+} w p.proc.		
	2010	2016	2017	2018	2019	2016–2017	2017–2018	2018–2019
UE-28	17,5	19,2	19,4	19,7	20,0	0,2	0,3	0,3
w tym strefa euro	18,3	19,9	20,1	20,4	20,7	0,2	0,3	0,3
Belgia	17,2	18,2	18,5	18,7	18,9	0,3	0,2	0,2
Bułgaria	18,2	20,4	20,7	21,0	21,3	0,3	0,3	0,3
Czechy	15,3	18,3	18,8	19,2	19,6	0,5	0,4	0,4
Dania	16,3	18,8	19,1	19,3	19,6	0,3	0,2	0,3
Niemcy	20,7	21,1	21,2	21,4	21,5	0,1	0,2	0,1
Estonia	17,4	19,0	19,3	19,6	19,8	0,3	0,3	0,2
Irlandia	11,2	13,2	13,5	13,8	14,1	0,3	0,3	0,3
Grecja	19,0	21,3	21,5	21,8	22,0	0,2	0,3	0,2
Hiszpania	16,8	18,7	19,0	19,2	19,4	0,3	0,2	0,2
Francja	16,6	18,9	19,3	19,7	20,0	0,4	0,4	0,3
Chorwacja	17,8	19,2	19,6	20,1	20,6	0,4	0,5	0,5
Włochy	20,4	22,0	22,3	22,6	22,8	0,3	0,3	0,2
Cypr	12,5	15,1	15,6	15,9	16,1	0,5	0,3	0,2
Łotwa	18,1	19,6	19,9	20,1	20,3	0,3	0,2	0,2
Litwa	17,3	19,0	19,3	19,6	19,8	0,3	0,3	0,2
Luksemburg	14,0	14,2	14,2	14,3	14,4	0,0	0,1	0,1
Węgry	16,6	18,3	18,7	18,9	19,3	0,4	0,2	0,4
Malta	14,9	18,5	18,8	18,8	18,7	0,3	0,0	–0,1
Holandia	15,3	18,2	18,5	18,9	19,2	0,3	0,4	0,3

Tabl. 2. Udział ludności w wieku 65 lat i więcej w liczbie ludności ogółem w krajach UE (dok.)

Kraje / grupy krajów	W_{65+} w %					Przyrost W_{65+} w p.proc.		
	2010	2016	2017	2018	2019	2016–2017	2017–2018	2018–2019
Austria	17,6	18,4	18,5	18,7	18,8	0,1	0,2	0,1
Polska	13,6	16,0	16,5	17,1	17,7	0,5	0,6	0,6
Portugalia	18,3	20,7	21,1	21,5	21,8	0,4	0,4	0,3
Rumunia	16,1	17,4	17,8	18,2	18,5	0,4	0,4	0,3
Słowenia	16,5	18,4	18,9	19,4	19,8	0,5	0,5	0,4
Słowacja	12,4	14,4	15,0	15,5	16,0	0,6	0,5	0,5
Finlandia	17,0	20,5	20,9	21,4	21,8	0,4	0,5	0,4
Szwecja	18,1	19,8	19,8	19,8	19,9	0,0	0,0	0,1
Wielka Brytania	16,3	17,9	18,1	18,2	18,4	0,2	0,1	0,2

Uwaga. Strefa euro – 19 krajów. Kraje uporządkowano zgodnie z kolejnością w źródle.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. b).

Przykładowo W_{65+} dla Polski w 2019 r. w porównaniu z 2010 r. wzrósł ponadprzeciętnie, bo o 4,1 p.proc., podczas gdy średnia dla UE wynosiła 2,5 p.proc., w Irlandii było to 2,9 p.proc., a we Włoszech – jedynie 2,1 p.proc.

W tabl. 3 pokazano poziom odsetka ludności w wieku 65 lat i więcej w Polsce na tle krajów UE łącznie, strefy euro oraz krajów o największej i najmniejszej wartości tego wskaźnika. Dystans Polski do kraju o największej wartości odnotowanej w danym roku zmniejszał się w analizowanym okresie; najmniejszy był w latach 2018 i 2019.

Tabl. 3. Polska na tle UE pod względem wartości W_{65+}

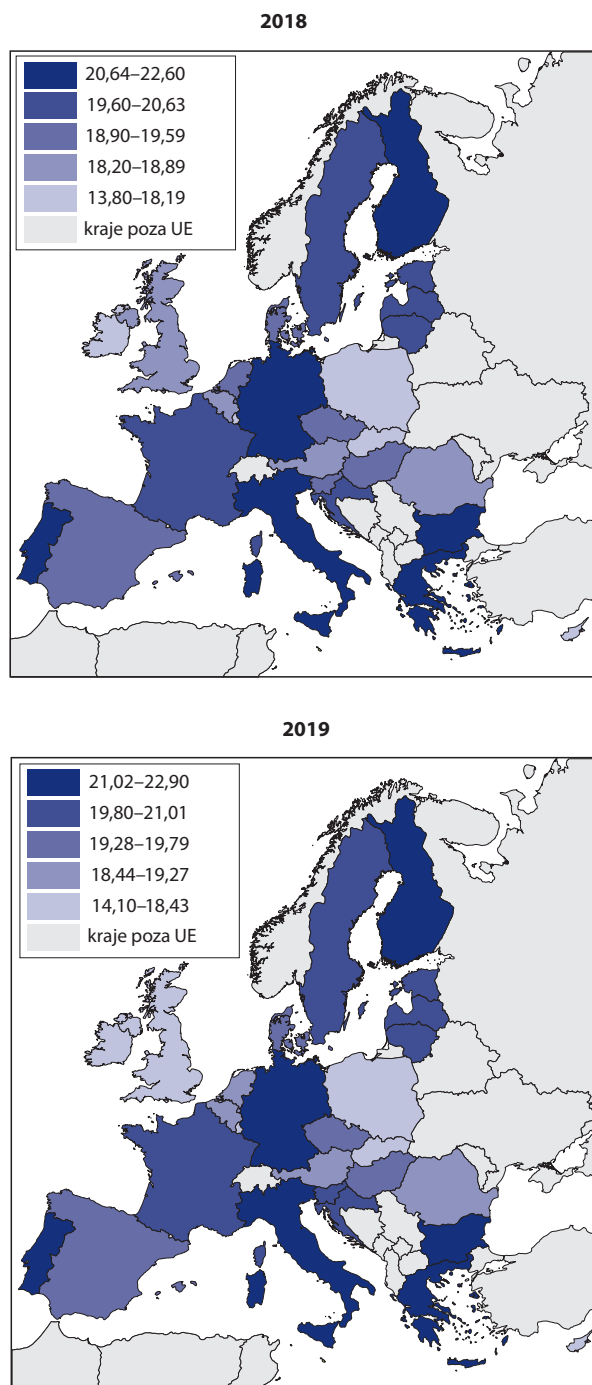
Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	13,57	17,46	18,28	Niemcy 20,70	Irlandia 11,20
2016	15,96	19,16	19,87	Włochy 22,00	Irlandia 13,20
2017	16,50	19,45	20,14	Włochy 22,30	Irlandia 13,50
2018	17,11	19,73	20,41	Włochy 22,60	Irlandia 13,80
2019	17,70	20,00	20,67	Włochy 22,80	Irlandia 14,10

Uwaga. Jak przy tabl. 2. Maksimum – kraj o najwyższej wartości wskaźnika, minimum – kraj o najniższej wartości wskaźnika.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. b).

Zróźnicowanie przestrzenne odsetka ludności w wieku 65 lat i więcej w krajach UE zobrazowano dodatkowo na mapie. W 2018 r. najwyższy poziom W_{65+} odnotowano w krajach starej UE (członkowie przed 2004 r.): we Włoszech (22,6%), Grecji (21,8%), Portugalii (21,5%), Niemczech (21,4%) i Finlandii (21,4%). Najniższe wartości obserwowano w Irlandii (13,8%) i Luksemburgu (14,3%). Rok później współczynnik starości demograficznej w UE generalnie wzrósł, przy czym jego najwyższe wartości charakteryzowały te same kraje: Włochy, Grecję, Portugalię, Niemcy i Finlandię.

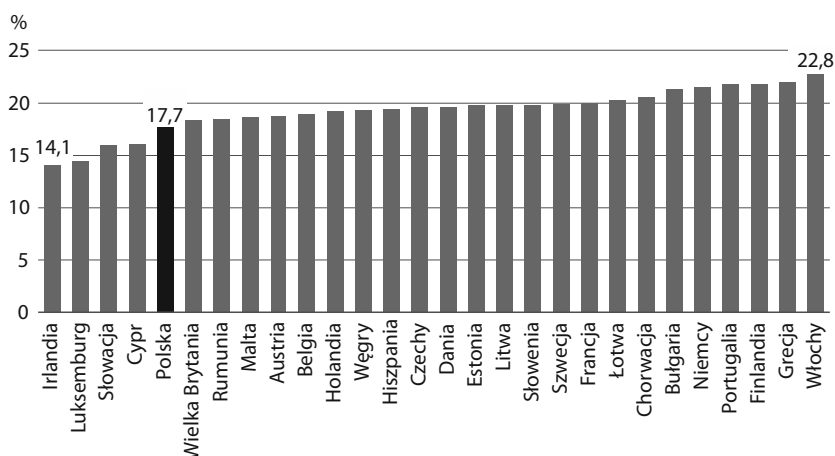
Mapa zróżnicowania przestrzennego współczynnika starości demograficznej w UE



Źródło: baza danych Eurostatu.

Ranking krajów UE pod względem wzrostu W_{65+} wskazuje, że Polska nadal jest krajem stosunkowo młodym demograficznie – w 2010 r. zajęła czwartą pozycję, a od 2016 r. utrzymuje się na pozycji piątej. W 2019 r. (wykr. 1) krajami młodszymi były tylko Irlandia, Luksemburg, Słowacja i Cypr. Jednak biorąc pod uwagę tempo wzrostu udziału grupy osób w wieku 65 lat i więcej (tabl. 2), należy się spodziewać, że wkrótce Polska zbliży się wartościowo do krajów starych demograficznie i przesunie na dalszą pozycję w rankingu.

Wykr. 1. Ranking krajów UE pod względem odsetka osób w wieku 65 lat i więcej w 2019 r.

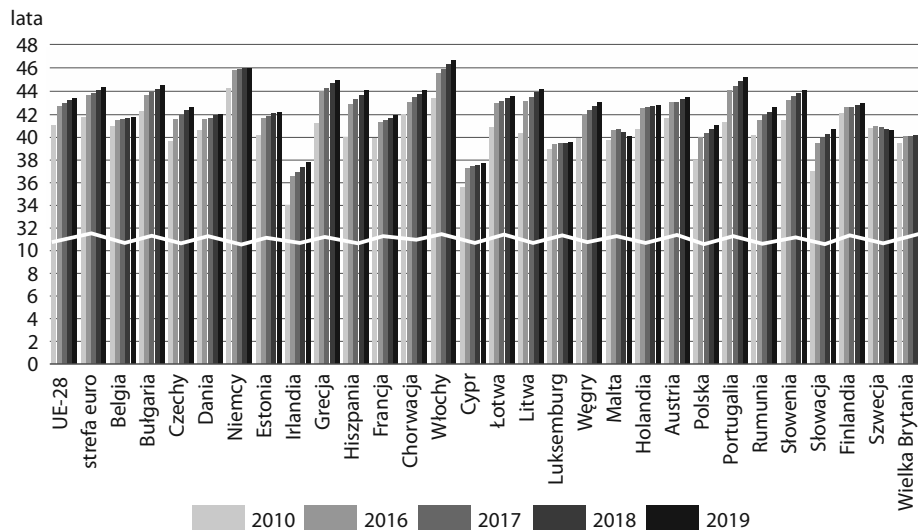


Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. b.).

3.2. Mediana wieku

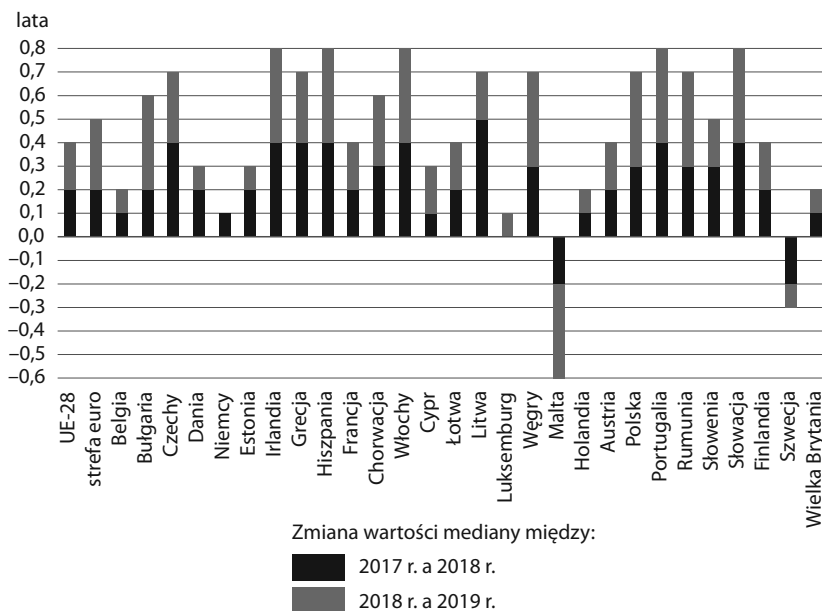
Syntetyczny rozkład populacji według wieku można przedstawić z wykorzystaniem mediany wieku – wartości wyznaczającej granicę wieku, którą połowa badanej populacji już przekroczyła, a której druga połowa jeszcze nie osiągnęła. Wykres 2 pokazuje, że w analizowanych latach mediana wieku w większości krajów UE wzrosła. Wyjątek stanowią Malta i Szwecja, gdzie mediana wieku w 2019 r. była nieznacznie niższa niż w 2016 r.

Wykres 3 przedstawia absolutne przyrosty mediany wieku w latach 2018 i 2019 w stosunku do roku poprzedniego. Wartości dodatnie wskazują na zwiększenie się, a ujemne – na zmniejszenie się mediany wieku. Przykładowo mediana wieku na Malcie zmalała w 2018 r. w stosunku do 2017 r. o 0,2 roku, a w 2019 r. w stosunku do 2018 r. – o 0,4 roku. W Polsce mediana wieku rosła w stosunku do roku poprzedniego: w 2018 r. – o 0,3 roku, a w 2019 r. – o 0,4 roku, co daje łączny przyrost w okresie 2017–2019 o 0,7 roku.

Wykr. 2. Mediana wieku w krajach UE

Uwaga. Jak przy tabl. 2. Kraje uporządkowano zgodnie z kolejnością w źródle.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. c).

Wykr. 3. Zmiana mediany wieku w krajach UE w latach 2017–2019

Uwaga. Jak przy wykr. 2.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. c).

W całym analizowanym okresie najwyższą medianą wieku charakteryzowały się Włochy i Niemcy (tabl. 4), a najniższą – Irlandia (od 34 lat w 2010 r. do 37,7 roku w 2019 r.), do której w 2019 r. dołączył Cypr. Mediana wieku dla Polski wzrosła z 37,9 roku do 41 lat (przyrost pomiędzy 2010 r. i 2019 r. wynosi ok. 3,1 roku). Porównując ją z medianą wieku dla krajów UE łącznie, można zauważyć, że różnica ta maleje: od 3,1 roku w 2010 r. do 2,3 roku w 2019 r. Tym samym maleje również różnica pomiędzy medianą wieku ludności Polski i medianą wieku w krajach UE o najwyższej wartości tego wskaźnika.

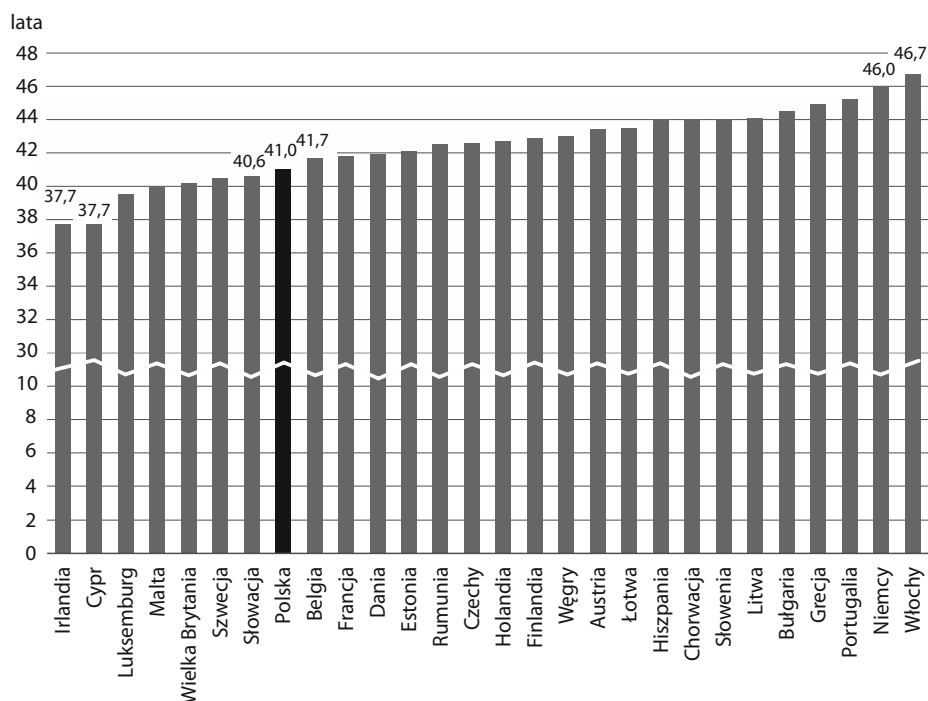
Tabl. 4. Polska na tle UE pod względem mediany wieku

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	37,9	41,0	41,7	Niemcy 44,2	Irlandia 34,0
2016	39,9	42,6	43,6	Niemcy 45,8	Irlandia 36,5
2017	40,3	42,9	43,8	Niemcy, Włochy 45,9	Irlandia 36,9
2018	40,6	43,1	44,0	Włochy 46,3	Irlandia 37,3
2019	41,0	43,3	44,3	Włochy 46,7	Irlandia, Cypr 37,7

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. c).

Wykr. 4. Ranking krajów UE pod względem zmiany mediany wieku w 2019 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. c).

W rankingu krajów UE pod względem mediany wieku Polska w 2018 r. plasowała się na siódmym miejscu, a w 2019 r. (wykr. 4) – na ósmym. Rozpiętość mediany w badanych krajach w 2019 r. wynosi 9 lat. Dystans mediany wieku dla Polski do mediany wieku dla Włoch, będących krajem o najwyższej wartości tego wskaźnika, sięga 5,7 roku, a w odniesieniu do mediany wieku dla Irlandii i Cypru – krajów o najniższej wartości wskaźnika – wynosi 3,3 roku.

3.3. Pozostałe współczynniki demograficzne

Kolejną miarą używaną do oceny starości demograficznej ludności jest współczynnik obciążenia demograficznego, obliczany jako iloraz liczby osób w wieku nieprodukcyjnym (0–14 lat oraz 65 lat i więcej) i liczby osób w wieku produkcyjnym (15–64 lat), zwykle mnożony przez stałą = 100. Wartości tego współczynnika dla Polski na tle grup krajów UE oraz krajów o wartościach najniższych i najwyższych przedstawiono w tabl. 5.

Tabl. 5. Polska na tle UE pod względem wartości współczynnika obciążenia demograficznego

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	40,59	49,60	50,87	Francja 54,27	Słowacja 38,76
2016	44,92	53,21	54,06	Francja 59,47	Słowacja 42,41
2017	46,29	53,89	54,62	Francja 60,05	Słowacja 43,77
2018	47,81	54,55	55,13	Francja 60,67	Luksemburg 43,79
2019	49,31	55,14	55,58	Francja 61,45	Luksemburg 43,79

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

W analizowanym okresie krajem o najwyższej wartości współczynnika obciążenia demograficznego – a do tego wykazującym tendencję wzrostową – była Francja (od 54 osób w wieku nieprodukcyjnym przypadających na 100 osób w wieku produkcyjnym w 2010 r. do 62 osób w 2019 r.). Natomiast najniższe wartości analizowanego współczynnika charakteryzowały do 2017 r. Słowację (przy czym tam także obserwowano tendencję wzrostową, od ok. 39 w 2010 r. do niemal 44 w 2017 r.), a następnie – Luksemburg (ok. 44). Współczynnik dla Polski cechował się systematycznym wzrostem, co jest konsekwencją zmniejszania się liczby osób w wieku produkcyjnym przy zwiększającej się w kolejnych latach liczbie osób w wieku nieprodukcyjnym.

Ważnym aspektem badania procesu starzenia się ludności jest analiza relacji liczebności subpopulacji osób starszych do liczebności subpopulacji osób młodych (dzieci i młodzieży), wyrażona za pomocą indeksu starości demograficznej. Jest on obliczany jako iloraz liczebności subpopulacji osób starszych, np. w wieku 65 lat i więcej, do liczebności subpopulacji osób młodych, np. w wieku do 15 lat, mnożony przez 100. Im wyższa jest wartość tego indeksu, tym więcej osób starszych przypada

na 100 osób młodych. Wartości tego wskaźnika dla Polski i grup krajów UE oraz wartości minimalne i maksymalne zawiera tabl. 6.

Tabl. 6. Polska na tle UE pod względem wartości indeksu starości demograficznej

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	88,67	111,24	118,35	Niemcy 153,34	Irlandia 53,53
2016	106,14	123,02	130,50	Włochy 161,43	Irlandia 62,17
2017	109,62	124,89	132,67	Włochy 165,33	Irlandia 64,11
2018	112,28	126,77	134,98	Włochy 168,86	Irlandia 66,44
2019	114,95	128,73	137,23	Włochy 173,11	Irlandia 68,61

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

Najmniejsze wartości indeksu starości cechują Irlandię, a największe – Niemcy i Włochy. W Polsce wartość indeksu starości pomiędzy rokiem 2010 a 2019 zwiększyła się z 89 do 115 osób starszych przypadających na 100 osób młodych, co jest rezultatem zmiany w strukturze wieku ludności, polegającej na wzroście udziału osób starszych przy równoczesnym spadku udziału osób młodych. W 2018 r. Polska znajdowała się na jedenastym miejscu w UE pod względem wartości indeksu starości, za takimi krajami, jak m.in. Cypr, Szwecja i Francja, a w 2019 r. – na miejscu siódmym.

Rozważając kwestię opieki nad osobami starszymi, warto wziąć pod uwagę współczynnik wsparcia międzypokoleniowego, będący ilorazem liczebności subpopulacji w wieku 85 lat i więcej (pokolenie rodziców) i subpopulacji w wieku 50–64 lat (pokolenie dzieci). Wartości tego współczynnika dla Polski i grup krajów UE oraz wartości minimalne i maksymalne przedstawiono w tabl. 7.

Tabl. 7. Polska na tle UE pod względem wartości współczynnika wsparcia międzypokoleniowego

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	6,02	10,85	11,88	Szwecja 13,90	Słowacja 5,45
2016	8,90	12,70	13,74	Włochy 15,95	Słowacja 6,65
2017	9,54	13,05	13,98	Francja 16,24	Słowacja 6,97
2018	10,08	13,23	14,13	Francja 16,63	Słowacja 7,28
2019	10,52	13,42	14,33	Francja 17,21	Słowacja 7,56

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

W latach 2010 i 2016 krajami o najwyższej wartości współczynnika wsparcia międzypokoleniowego były odpowiednio Szwecja i Włochy, a od 2017 r. przodowała Francja. Najniższą wartość współczynnika odnotowano na Słowacji. Polska w 2010 r.

była na drugim miejscu, w latach 2016 i 2017 – na siódmym, w 2018 r. – na jedenastym, a w 2019 r. – na dwunastym.

Ważnych informacji dostarcza również współczynnik potencjalnego wsparcia, który pokazuje relację liczby osób w wieku 15–64 lat (osób potencjalnie czynnych zawodowo) do liczby osób w wieku 65 lat i więcej (potencjalnych emerytów), pomnożoną przez 100. Spadek jego wartości oznacza, że rośnie liczebność subpopulacji emerytów lub maleje subpopulacja osób, które wypracowują środki na ich utrzymanie. W tabl. 8 podano wartości współczynnika potencjalnego wsparcia dla Polski i grup krajów UE oraz wartości minimalne i maksymalne w analizowanym okresie.

Tabl. 8. Polska na tle UE pod względem wartości współczynnika potencjalnego wsparcia

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	524,12	382,88	362,67	Irlandia 604,69	Niemcy 318,77
2016	432,36	340,73	326,70	Irlandia 495,94	Włochy 291,81
2017	413,09	334,12	321,07	Luksemburg 488,06	Włochy 287,38
2018	395,43	327,91	315,79	Luksemburg 485,66	Włochy 284,38
2019	379,25	322,23	311,02	Luksemburg 483,38	Włochy 280,14

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

Największą wartość tego współczynnika w latach 2010 i 2016 odnotowano w Irlandii, a w latach 2017–2019 – w Luksemburgu, natomiast najmniejszą – w 2010 r. w Niemczech, a w latach 2016–2019 we Włoszech. Obserwuje się tendencję spadkową; dotyczy to również Polski.

Wiedzę o wewnętrznym zróżnicowaniu grupy osób w wieku 65 lat i więcej daje syntetyczny współczynnik podwójnego starzenia (zwany też współczynnikiem zaawansowanej starości), zdefiniowany jako udział osób w wieku 85 lat i więcej wśród osób w wieku 65 lat i więcej pomnożony przez 100. Wzrost jego wartości wskazuje na rosnący odsetek osób najstarszych w subpopulacji osób starszych. Dane dotyczące tego współczynnika dla Polski i grup krajów UE oraz wartości minimalne i maksymalne przedstawiono w tabl. 9.

Tabl. 9. Polska na tle UE pod względem wartości współczynnika podwójnego starzenia

Lata	Polska	UE-28	Strefa euro	Maksimum	Minimum
2010	9,30	11,90	12,30	Francja 14,83	Chorwacja 7,38
2016	11,60	13,39	14,14	Francja 16,14	Bułgaria 8,79
2017	11,78	13,57	14,35	Hiszpania 16,24	Bułgaria 8,50
2018	11,82	13,66	14,46	Hiszpania 16,36	Bułgaria 9,19
2019	11,73	13,75	14,60	Hiszpania 16,67	Słowacja 9,29

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

W latach 2010 i 2016 najwięcej osób najstarszych na 100 osób starszych było we Francji, a od 2017 r. – w Hiszpanii, najmniej zaś w 2010 r. w Chorwacji, w następnych latach – w Bułgarii, a w 2019 r. – na Słowacji. Spadek wartości tego wskaźnika w analizowanym okresie odnotowano jedynie w Szwecji. Jednocześnie z danych Eurostatu wykorzystanych do analizy wynika, że następuje spadek odsetka osób w wieku produkcyjnym (15–64 lat), a w 18 krajach – odsetka osób w najmłodszej grupie wieku (0–14 lat).

3.4. Zestawienia łączne

Zestawienie wartości omówionych współczynników demograficznych określających proces starzenia się ludności zawiera tabl. 10. Podano w niej różnice pomiędzy wartością danego współczynnika dla Polski a wartością najmniejszą i największą odnotowaną w krajach UE w danym roku.

Tabl. 10. Zestawienie miar charakteryzujących starość demograficzną w krajach UE

Lata	Maksimum	Polska	Minimum	Różnica między	
				maksimum a Polską	Polską a minimum
Współczynnik starości demograficznej					
2010	20,70	13,57	11,20	7,13	2,37
2016	22,00	15,96	13,20	6,04	2,76
2017	22,30	16,50	13,50	5,80	3,00
2018	22,60	17,10	13,80	5,50	3,30
2019	22,80	17,70	14,10	5,10	3,30
Współczynnik obciążenia demograficznego					
2010	54,27	40,59	38,76	13,68	1,83
2016	59,47	44,92	42,41	14,55	2,51
2017	60,05	46,29	43,77	13,76	2,52
2018	60,67	47,81	43,79	12,86	4,02
2019	61,45	49,31	43,79	12,14	5,52
Mediana wieku					
2010	44,20	37,90	34,00	6,30	3,90
2016	45,80	39,90	36,50	5,90	3,40
2017	45,90	40,30	36,90	5,60	3,40
2018	46,30	40,60	37,30	5,70	3,30
2019	46,70	41,00	37,70	5,70	3,30
Indeks starości demograficznej					
2010	153,34	88,67	53,53	64,67	35,14
2016	161,43	106,14	62,17	55,29	43,97
2017	165,33	109,62	64,11	55,71	45,51
2018	168,86	112,28	66,44	56,58	45,84
2019	173,11	114,35	68,61	58,76	45,74

Tabl. 10. Zestawienie miar charakteryzujących starość demograficzną w krajach UE (dok.)

Lata	Maksimum	Polska	Minimum	Różnica między	
				maksimum a Polską	Polską a minimum
Współczynnik wsparcia międzypokoleniowego					
2010	13,90	6,02	5,45	7,88	0,57
2016	15,95	8,90	6,65	7,05	2,25
2017	16,24	9,54	6,97	6,70	2,57
2018	16,63	10,08	7,28	6,55	2,80
2019	17,21	10,52	7,56	6,69	2,96
Współczynnik potencjalnego wsparcia					
2010	604,69	524,12	318,77	80,57	205,35
2016	495,94	432,36	291,81	63,58	140,55
2017	488,06	413,09	287,38	74,97	125,71
2018	485,66	395,43	284,38	90,23	111,05
2019	483,38	379,25	280,14	104,13	99,11
Współczynnik podwójnego starzenia					
2010	14,83	9,30	7,38	5,53	1,92
2016	16,14	11,60	8,79	4,54	2,81
2017	16,24	11,78	8,50	4,46	3,28
2018	16,36	11,82	9,19	4,54	2,63
2019	16,67	11,73	9,29	4,94	2,44

Uwaga. Jak przy tabl. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (b.r. a).

W przypadku współczynnika starości demograficznej, współczynnika obciążenia demograficznego, indeksu starości demograficznej, współczynnika międzypokoleniowego i współczynnika podwójnego starzenia różnice między wartościami cechującymi Polskę a najniższymi wartościami w analizowanych latach są mniejsze niż pomiędzy wartościami dla Polski a najwyższymi w UE. W przypadku współczynnika potencjalnego wsparcia wartości dla Polski są bliższe wartościom najwyższym w omawianych latach. Mediana wieku charakteryzująca Polskę jest bliższa najmniejszej medianie w danym roku. W 2017 r. różnica między wartością dla Polski a wartością najwyższą zmniejszyła się w stosunku do 2016 r., natomiast różnica między wartością dla Polski a wartością najmniejszą pozostała bez zmian. W latach 2018 i 2019 różnice między wartością mediany dla Polski a wartością najwyższą oraz najniższą były takie same.

Wartości wybranych miar prognozowane na lata 2020 i 2021 na podstawie linii trendu dla lat 2016–2019 pokazują, że w przypadku współczynnika obciążenia demograficznego rzeczywiste wartości z 2020 r. dla siedmiu krajów: Danii, Niemiec, Francji, Włoch, Luksemburga, Węgier i Polski przyjęły wartości wyższe niż progno-

zowane, co świadczy o wyższym niż przewidywany stosunku osób w wieku nieprodukcyjnym do osób w wieku produkcyjnym. Tylko w dwóch krajach: Hiszpanii i na Malcie wartości te były niższe niż w 2019 r.

Rzeczywiste wartości indeksu starości demograficznej w 2020 r. przewyższyły wartość wyliczoną na podstawie linii trendu aż w 16 krajach, w tym w Polsce, a we wszystkich krajach UE zwiększyły się w stosunku do 2019 r.

Wartości rzeczywistego współczynnika podwójnego starzenia były w 2020 r. wyższe od prognozowanych w dziewięciu krajach. W ośmiu krajach wartości tej miary w 2020 r. zmniejszyły się w stosunku do roku poprzedniego.

Wartość współczynnika potencjalnego wsparcia w 2020 r. wzrosła w porównaniu z 2019 r. jedynie na Malcie. W pozostałych krajach UE wartości te były mniejsze.

Tablica 11 zawiera zestawienie pozycji Polski w rankingu krajów UE pod względem wartości wskaźników starzenia się ludności w kolejnych latach objętych analizą (porządek rosnący). W 2010 r. wartości rang poszczególnych wskaźników wskazują na dość wysoką pozycję Polski, co oznacza relatywnie lepszą sytuację demograficzną niż w większości krajów UE. Jednak w następnych latach widoczne jest wyraźne przesuwanie się pozycji Polski na dalsze miejsca, co wskazuje na szybsze tempo starzenia się demograficznego Polski niż w znacznej części innych krajów UE.

Tabl. 11. Pozycja Polski na tle innych krajów UE pod względem wartości współczynników demograficznych

Współczynniki demograficzne	2010	2016	2017	2018	2019
Współczynnik starości demograficznej	4	5	5	5	5
Współczynnik obciążenia demograficznego	2	3	3	4	5
Indeks starości demograficznej	6	7	8	9	9
Współczynnik wsparcia międzypokoleniowego	2	7	7	11	12
Współczynnik potencjalnego wsparcia	4	5	5	5	5
Współczynnik podwójnego starzenia	9	13	13	12	12

Źródło: opracowanie własne.

W celu zbadania zgodności rankingów uzyskanych na podstawie analizowanych wskaźników starzenia się ludności obliczono wartości współczynnika korelacji rang Spearmana dla 2019 r. (tabl. 12). W przypadku wszystkich współczynników występuje dodatnia korelacja rang, co świadczy o tym, że wraz ze wzrostem jednego współczynnika wzrasta również wartość drugiego.

Tabl. 12. Wartości współczynnika korelacji rang Spearmana dla wybranych współczynników starzenia się ludności w 2019 r.

Współczynniki demograficzne	Współczynnik starości demograficznej	Indeks starości demograficznej	Współczynnik wsparcia międzypokoleniowego	Współczynnik potencjalnego wsparcia	Współczynnik obciążenia demograficznego	Współczynnik podwójnego starzenia
Współczynnik starości demograficznej	1	0,7953	0,6048	0,9792	0,6710	0,3142
Indeks starości demograficznej	KD wyraźna	1	0,3585	0,7050	0,2118	0,1188
Współczynnik wsparcia międzypokoleniowego	KD wyraźna	KD średnia	1	0,6464	0,6700	0,8489
Współczynnik potencjalnego wsparcia	KD wyraźna	KD średnia	KD wyraźna	1	0,7822	0,3333
Współczynnik obciążenia demograficznego	KD wyraźna	KD niska	KD wyraźna	KD wyraźna	1	0,3837
Współczynnik podwójnego starzenia	KD wyraźna	KD niska	KD wyraźna	KD średnia	KD średnia	1

Uwaga. KD – korelacja dodatnia.

Źródło: opracowanie własne.

4. Konwergencja beta współczynników starzenia się ludności w krajach UE

W celu zbadania konwergencji procesu starzenia się ludności krajów UE w okresie pomiędzy 2010 r. a 2019 r. przeanalizowano regresję przyrostów wartości poszczególnych wskaźników w grupie 28 krajów UE względem wartości wyjściowych tych wskaźników, tj. odnotowanych w 2010 r. Wyznaczono parametry α i β funkcji regresji, osobno dla każdego współczynnika demograficznego. Wyniki tych obliczeń oraz wartości współczynnika determinacji R^2 jako miary dopasowania oszacowanego modelu do danych empirycznych i poziom prawdopodobieństwa p w teście istotności dla funkcji regresji zawiera tabl. 13.

Tabl. 13. Wartości współczynników α i β w modelu konwergencji beta dla 28 krajów UE

Współczynniki demograficzne	Wartości regresji postaci $y_2 - y_1 = \alpha + \beta \cdot y_1$		R^2	p
	α	β		
Współczynnik starości demograficznej	5,318	-0,152	0,0495	0,2551
Indeks starości demograficznej	0,304	-0,107	0,0495	0,2551
Współczynnik wsparcia międzypokoleniowego	0,048	-0,215	0,1113	0,0827
Współczynnik potencjalnego wsparcia	0,889	-0,396	0,5648	0,0000
Współczynnik obciążenia demograficznego	0,169	-0,229	0,0889	0,1231
Współczynnik podwójnego starzenia	0,056	-0,361	0,1710	0,0287

Uwaga. Konwergencja beta wystąpiła w przypadku wszystkich współczynników.

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku wszystkich współczynników demograficznych dla wszystkich badanych krajów zaobserwowano ujemne wartości parametru β , co wskazuje na występowanie konwergencji. Kraje, które miały niższe wartości danego wskaźnika na początku okresu badawczego, wykazują (średnio) większy przyrost wartości tej miary niż kraje o większych wyjściowych wartościach danego wskaźnika. Obserwacja ta pozwala wysnuć wniosek o zmniejszaniu się różnic pomiędzy krajami UE w różnych aspektach procesu starzenia się ludności.

5. Podsumowanie

Starzenie się ludności w UE jest widoczne w przekształceniach struktury wieku ludności, tzn. zwiększaniu się udziału osób starszych przy malejącym udziale osób w wieku produkcyjnym i przedprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności. Malejąca wartość odsetka osób w wieku produkcyjnym w połączeniu ze wzrostem liczby osób na emeryturze przyniesie długofalowe skutki w postaci zwiększającego się obciążenia osób w wieku produkcyjnym, związanego przede wszystkim z wydatkami socjalnymi w zakresie obsługi i utrzymania starzejącej się części ludności. Oprócz aspektów społeczno-gospodarczych proces starzenia się ludności zarówno w wymiarze jednostkowym, jak i społecznym rodzi wiele problemów natury politycznej, medycznej czy kulturowej.

Rezultatem procesu starzenia się ludności są m.in. zmiany w strukturze źródeł utrzymania, wzrost zapotrzebowania na usługi w dziedzinie ochrony zdrowia i opieki społecznej, zmniejszenie aktywności zawodowej i zmiana struktury konsumpcji. Jednocześnie natężenie oraz dynamika samego procesu starzenia się ludności zależą od trzech uwzględnionych w artykule procesów demograficznych: płodności, umieralności i migracji.

Rosnące wartości omówionych w artykule współczynników określających starzenie się ludności w krajach UE wskazują na nasilenie tego zjawiska. Przeanalizowane wartości wskaźników w okresie 2016–2019 w porównaniu z sytuacją w 2010 r. wskazują na tendencję do zbieżności procesu starzenia się populacji badanych krajów. W przypadku Polski wyraźnie widać, że wartości omawianych wskaźników demograficznych zbliżają się do wartości współczynników krajów UE, które początkowo charakteryzowały się bardziej zaawansowanym stopniem starzenia się ludności.

Na starzenie się ludności w kolejnych latach może wpływać obserwowana obecnie nadumieralność spowodowana pandemią COVID-19, która dotknęła szczególnie mocno starszą część populacji. Ten efekt wymaga jednak odrębnej, szczegółowej analizy po zakończeniu pandemii.

Bibliografia

- Długosz, Z. (1996). Zróżnicowanie struktury wieku ludności na świecie a metody jej klasyfikacji. *Przegląd Geograficzny*, 68(1–2), 151–165.
- Długosz, Z. (2002). Próba określenia stanu i tendencji procesu starzenia się ludności Europy w świetle wybranych mierników. *Biuletyn Geograficzny*, (1), 35–42.
- Długosz, Z., Kurek, S., Kwiatek-Sołtys, A. (2011). Stan i perspektywy starzenia się ludności w Polsce i Europie. W: M. Soja, A. Zborowski (red.), *Człowiek w przestrzeni zurbanizowanej* (s. 11–26). Instytut Geografii i Gospodarki Przestrzennej UJ. <http://denali.geo.uj.edu.pl/publikacje,000161>.
- Eurostat. (b.r. a). *Population on 1 January by age and sex* [zbiór danych]. Pobrane 22.02.2021 r. z https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjan&lang=en.
- Eurostat. (b.r. b). *Population on 1 January by broad age group and sex* [zbiór danych]. Pobrane 22.02.2021 r. z https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjanbroad&lang=en.
- Eurostat. (b.r. c). *Population structure indicators at national level* [zbiór danych]. Pobrane 22.02.2021 r. z https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANIND__custom_3098840/default/table?lang=en.
- Holzer, J. Z. (2003). *Demografia*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Kashnitsky, I., de Beer, J., van Wissen, L. (2017). Decomposition of regional convergence in population aging across Europe. *Genus*, 73(2), 1–25. <https://doi.org/10.1186/s41118-017-0018-2>.
- Kurek, S. (2008). *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*. Wydawnictwo Naukowe AP. <https://rep.up.krakow.pl/xmlui/handle/11716/3070>.
- Kurkiewicz, J. (1992). *Podstawowe metody analizy demograficznej*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Murkowski, R. (2018). Metody pomiaru zaawansowania procesu starzenia się ludności. *Humanities and Social Sciences*, 25(3), 213–229. <http://dx.doi.org/10.7862/rz.2018.hss.49>.
- Okólski, M., Fihel, A. (2012). *Demografia. Współczesne zjawiska i teorie*. Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Podogrodzka, M. (2016). Starzenie się ludności Polski w przekroju regionalnym. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (290), 83–94. https://www.ue.katowice.pl/fileadmin/user_upload/wydawnictwo/SE_Artyku%C5%82y_271_290/SE_290/07.pdf.
- Sobczyk, M. (2000). *Statystyka. Podstawy teoretyczne – przykłady, zadania*. Wydawnictwo UMCS.
- Soja, E. (2012). Konwergencja i dywergencja umieralności w krajach europejskich. W: J. Kurkiewicz (red.), *Demograficzne uwarunkowania i wybrane społeczno-ekonomiczne konsekwencje starzenia się ludności w krajach europejskich* (120–136). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Stańczak, J., Szałtys, D. (2017). *Regionalne zróżnicowanie procesu starzenia się ludności Polski w latach 1990–2015 oraz w perspektywie do 2040 r.* <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/regionalne-zroznicowanie-procesu-starzenia-sie-ludnosci-polski-w-latach-1990-2015-oraz-w-perspektywie-do-2040-r-,28,1.html>.

Profesor dr hab. Tadeusz Jan Gerstenkorn (1927–2021)



Fot. www.tadeuszgerstenkorn.pl

Profesor dr hab. Tadeusz Jan Gerstenkorn urodził się 7 lutego 1927 r. w Łodzi. W 1939 r. rozpoczął naukę w łódzkim I Państwowym Gimnazjum im. Mikołaja Kopernika, a w czasie okupacji niemieckiej jako 14-latek zatrudnił się w browarze i fabryce kwasu węglowego. Po maturze, którą zdał w 1946 r., rozpoczął studia na Uniwersytecie Łódzkim (UŁ). W 1951 r. uzyskał stopień magistra filozofii na Wydziale Humanistycznym (pracę maderską napisał pod kierunkiem prof. Janiny Kotarbińskiej i prof. Tadeusza Kotarbińskiego),

a w 1952 r. – stopień magistra matematyki na Wydziale Matematyczno-Przyrodniczym (praca pod kierunkiem prof. Zygmunta Charzyńskiego).

W 1951 r. ożenił się z Zofią Szwałm. Miał z nią syna i dwie córki.

W latach 1949–1951 pracował jako nauczyciel matematyki w łódzkich szkołach zawodowych, a w roku akademickim 1951/1952 – jako wykładowca logiki w Państwowej Wyższej Szkole Pedagogicznej w Łodzi. W następnym roku podjął pracę na Politechnice Łódzkiej, początkowo jako asystent w Katedrze Matematyki na Wydziale Chemicznym, a w latach 1954–1961 – starszy asystent na Wydziale Włókienniczym. Prowadził zajęcia głównie z rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej.

W 1957 r. rozpoczął współpracę z UŁ w ramach prac zleconych, a w następnym roku został tam zatrudniony. W 1961 r. uzyskał na UŁ stopień doktora nauk matematycznych na podstawie pracy *On the generalized Poisson distributions (O uogólnionych rozkładach Poissona)*, napisanej pod kierunkiem prof. Włodzimierza Krywickiego. W tym samym roku objął stanowisko adiunkta w Zakładzie Rachunku Prawdopodobieństwa i Statystyki Matematycznej Katedry Analizy Matematycznej, którą kierował prof. Lech Włodarski, i zajmował je – także po utworzeniu Instytutu Matematyki – do 1984 r. Prowadził wykłady i ćwiczenia z zakresu teorii prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej, analizy matematycznej i metod numerycznych, jak również wykłady monograficzne, specjalizacyjne i seminaria maderskie. Pod jego kierunkiem pracę maderską napisało ponad 80 studentów; wypromował także dwóch doktorów.

W roku akademickim 1963/1964 wyjechał jako stypendysta rządu francuskiego na Sorbonę, gdzie w Katedrze Teorii Prawdopodobieństwa Instytutu Henriego

Poincarégo kształcił się pod kierunkiem profesorów Roberta Forteta i Alberta Tortrata. W 1973 r. uzyskał stypendium Deutscher Akademischer Austauschdienst (DAAD) na Uniwersytecie w Bonn, gdzie prowadził prace naukowe pod kierunkiem prof. Franza Weilinga, a w 1976 r. odbył staż w Centrum Banacha Instytutu Matematycznego PAN w Warszawie i uczestniczył tam w seminarium statystycznym prowadzonym przez prof. Roberta Bartoszyńskiego. W 1984 r. był stypendystą DAAD na uniwersytetach w Moguncji i Marburgu, gdzie prowadził badania z prof. Wolfgangiem Bühlerem i prof. Volkerem Mamitzschem. W czasie pobytu w Niemczech wygłaszał wykłady z teorii punktu stałego w przestrzeniach metrycznych i probabilistycznych.

Profesor władał biegle czterema językami obcymi: niemieckim, angielskim, francuskim i rosyjskim. Przetłumaczył na język polski dwie książki dotyczące teorii prawdopodobieństwa: *Rachunek prawdopodobieństwa. Teoria i zastosowania w radiotechnice* Zinovija Moiseewicza Kanevskijego (nazwisko autora w tym wydaniu podano jako Z. M. Kaniewski) i *Prawdopodobieństwo, zmienne losowe i procesy stochastyczne* Athanasiosa Papoulisa. Ponadto był współautorem, wspólnie z Tadeuszem Śródką, dwóch skryptów z kombinatoryki i rachunku prawdopodobieństwa (wydanych w 1962 r. i 1967 r.) oraz podręcznika akademickiego, również z kombinatoryki i rachunku prawdopodobieństwa, który doczekał się siedmiu wydań (od 1972 do 1983 r.), a jego łączny nakład wyniósł 65 tys. egzemplarzy. Za ten podręcznik – z którego do dziś korzystają wykładowcy oraz rzesze studentów – autorzy otrzymali nagrodę Ministra Nauki, Szkolnictwa Wyższego i Techniki.

W 1983 r. Rada Wydziału Matematyki, Fizyki i Chemii UŁ nadała Tadeuszowi Janowi Gerstenkornowi stopień doktora habilitowanego w dziedzinie matematyki w zakresie teorii prawdopodobieństwa na podstawie rozprawy *Multivariate doubly truncated discrete distributions* (*Wielowymiarowe obustronne ucięte rozkłady dyskretne*). W 1984 r. otrzymał stanowisko docenta w Instytucie Matematyki UŁ, a w 1990 r. – profesora nadzwyczajnego UŁ.

Jego działalność naukowa i dydaktyczna obejmowała wiele obszarów badawczych. Profesor zajmował się przede wszystkim analityczną problematyką probabilistyki, a głównie własnościami rozkładów prawdopodobieństwa. Jego prace były poświęcone rozkładom uciętym i złożonym, wielowymiarowym rozkładom dyskretnym, zagadnieniom momentów rozkładów prawdopodobieństwa, rozkładu Pólyi oraz powiązań pomiędzy teorią prawdopodobieństwa a teorią sumowalności. Prace z zakresu metod statystyki dotyczyły testów sekwencyjnych odnoszących się do rozkładu logistycznego, estymacji parametrycznej, zastosowań analizy czynnikowej i dwustopniowych badań statystycznych opartych na regule Bayesa. Innym obszarem zainteresowań Profesora była teoria zbiorów rozmytych. Jeśli chodzi o zagadnienia teoretyczne, to podejmował głównie badania dotyczące teorii zbiorów dwoistorozmytych (intuicjonistycznych) oraz probabilistycznych zbiorów rozmytych i analizował po-

wiązania teorii prawdopodobieństwa z teorią zbiorów rozmytych. Spośród zagadnień aplikacyjnych zajmowały go zwłaszcza zastosowania teorii zbiorów rozmytych w medycynie i naukach przyrodniczych, w tym wspomaganie procesu diagnostycznego w medycynie i badania skuteczności leków.

Profesor pisał artykuły naukowe o dużych walorach edukacyjnych oraz teksty popularyzujące wiedzę matematyczną i statystyczną. Swoje prace publikował w periodykach naukowych oraz czasopismach przeznaczonych dla szerokiego grona czytelników, zarówno w Polsce, jak i za granicą. Przedmiotem jego prac naukowych były m.in.: momenty dyskretnych rozkładów prawdopodobieństwa (związki między momentami różnych rzędów i rodzajów, wzory rekurencyjne na momenty rozkładów, momenty niekompletne i absolutne), rzędy zbieżności i oszacowania rozkładów, analiza i charakterystyka rozkładu Pólya, rozkłady złożone i mieszaniny rozkładów, rozkłady ze zniekształceniem, rozkłady wielowymiarowe ucięte i inflacyjne, rozkłady typu szeregu potęgowego ucięte i wielowymiarowe, problemy statystyczne, teoria punktu stałego w przestrzeniach metrycznych i probabilistycznych, teoria zbiorów rozmytych z zastosowaniem do teorii prawdopodobieństwa i medycyny oraz nauk przyrodniczych, zastosowania teorii prawdopodobieństwa w technice i ekonomii, a także kwestie dydaktyczne w kombinatoryce i rachunku prawdopodobieństwa.

Do najważniejszych prac Profesora należy zaliczyć m.in.: *The recurrence relations for the moments of the discrete probability distributions* (1971), *Kombinatoryka i rachunek prawdopodobieństwa* (pierwsze wydanie 1972; współautor Tadeusz Śródką), *Bemerkungen über die zentralen unvollständigen und absoluten Momente der Pólya-Verteilung* (1975), *The multidimensional truncated Pólya distribution* (1977), *Contribution to the moment problem of the Pólya distribution* (1977), *Wielowymiarowe ucięte rozkłady dyskretne* (1977), *On the recurrence relations for the moments about an arbitrary point of a class of discrete inflated distributions* (1979), *Moment recurrence relations for the inflated negative binomial, Poisson and geometric distributions* (1979), *Incomplete moments of the multivariate Pólya distribution* (1980), *Momenty niekompletne odwrotnego rozkładu Pólya* (1982; współautorka Joanna Jarzębska), *Związki między momentami zwykłymi, czynnikowymi i czynnikowymi przeciwnymi w przypadku wielowymiarowym* (1983), *Prosta metoda zastosowania teorii zbiorów rozmytych do różnicowania skuteczności leków* (1989; współautorka Elżbieta Rakus), *O użyteczności pojęć zmiennej rozmytej i zmiennej lingwistycznej w naukach przyrodniczych* (1990; współautorka E. Rakus), *Correlation of intuitionistic fuzzy sets* (1991; współautor Jacek Mańko), *Application of the compounding of distributions to the determination of characteristic function* (1991), *The multivariate inverse Pólya distribution* (1991), *On modeling membership function*

values in diagnostic decisions (1993; współautorka E. Rakus), *The sequential ratio test for a logistic distribution* (1993; współautorka Joanna Gerstenkorn), *Filozofia rozmytości a matematyka losowości* (1994; współautor J. Mańko), *On probability and independence in intuitionistic fuzzy set theory* (1994; współautor J. Mańko), *An Application of fuzzy set theory to differentiating the effectiveness of drugs in treatment of inflammation of genital organs* (1994; współautorka E. Rakus), *O modelowaniu pewnych zjawisk przyrodniczych z użyciem teorii zbiorów rozmytych* (1995; współautor J. Mańko), *Bifuzzy probabilistic sets* (1995; współautor J. Mańko), *Remarks on the generalized doubly truncated gamma distribution* (1996; współautorka J. Gerstenkorn) i *A practical and simple manner of evaluation of the efficacy of improvement method in case of unfavourable economic situations on the basis of fuzzy set theory* (2014).

Godne podkreślenia są zasługi Profesora w popularyzowaniu i promowaniu polskiej myśli matematycznej i statystycznej na arenie międzynarodowej, m.in. na konferencjach we Francji, w Niemczech, Danii, Rumunii, byłej Czechosłowacji, Szwajcarii, Portugalii, Finlandii, Hiszpanii, na Węgrzech, Litwie i w byłym ZSRR. Wygłosił ponad 160 odczytów. Otrzymał wiele nagród naukowych i dydaktycznych Rektora UŁ. Był członkiem Polskiego Towarzystwa Matematycznego, Międzynarodowego Towarzystwa Teorii Prawdopodobieństwa i Statystyki Matematycznej im. Bernoulliego, Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także Komisji Zastosowań Nauk Matematycznych w Badaniach Podstawowych i Klinicznych Wydziału VI Polskiej Akademii Nauk.

Znajdował również czas na pracę społeczną. Pełnił funkcję wiceprzewodniczącego Stowarzyszenia Rodziców i Opiekunów Chorych z Zespołem Downa, a także należał do łódzkiego oddziału Katolickiego Stowarzyszenia Dziennikarzy.

Został odznaczony Krzyżem Kawalerskim Orderu Odrodzenia Polski. W 1995 r. Amerykański Instytut Biograficzny przyznał mu tytuł Człowieka Roku 1995 oraz Międzynarodową Honorową Nagrodę Kulturalną.

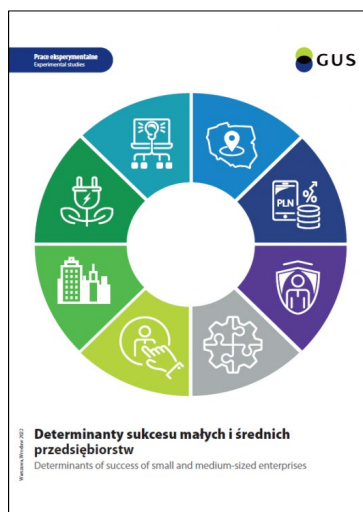
Zmarł 25 grudnia 2021 r. Spoczął na Starym Cmentarzu w Łodzi.

Czesław Domański

WYDAWNICTWA GUS. CZERWIEC 2022 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. JUNE 2022

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

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



Tytuł: *Determinanty sukcesu małych i średnich przedsiębiorstw*

Title: *Determinants of success of small and medium-sized enterprises*

Język: polski (przedmowa, spis treści i synteza dodatkowo w języku angielskim)

Language: Polish (preface, contents and executive summary additionally in English)

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic form

Publikacja, wydana w serii *Prace eksperymentalne*, przedstawia nowatorskie podejście do zagadnienia identyfikacji warunków sprzyjających osiągnięciu sukcesu przez przedsiębiorstwa. Zawiera kompleksową ocenę wybranych determinant sukcesu, zarówno ze środowiska wewnętrznego przedsiębiorstwa, jak i z jego otoczenia lokalnego oraz instytucjonalnego. W celu zbadania zależności pomiędzy miarą agregatową sukcesu a determinantami sukcesu skonstruowano – przy użyciu techniki drzew regresyjnych – odpowiednie modele, a jako narzędzie do obliczeń statystycznych wykorzystano m.in. środowisko R.

Jeden z rozdziałów poświęcono specyfice przedsiębiorstw rodzinnych, które po raz pierwszy stały się przedmiotem badań statystyki publicznej. Wyróżnienie tych przedsiębiorstw (dokonane na podstawie kryterium subiektywnego, czyli samouznania przez respondentów firmy za rodzinną) pozwoliło na oszacowanie skali biznesu rodzinnego w Polsce oraz określenie jego podstawowej charakterystyki ilościowej i czynników sukcesu.

Publikacja powstała dzięki współpracy między przedstawicielami polskiego środowiska naukowego związanymi z Uniwersytetem Ekonomicznym we Wrocławiu, Wyższą Szkołą Bankową we Wrocławiu i Uniwersytetem Zielonogórskim a pracownikami Urzędu Statystycznego we Wrocławiu.

Publikacja powstała dzięki współpracy między przedstawicielami polskiego środowiska naukowego związanymi z Uniwersytetem Ekonomicznym we Wrocławiu, Wyższą Szkołą Bankową we Wrocławiu i Uniwersytetem Zielonogórskim a pracownikami Urzędu Statystycznego we Wrocławiu.

W czerwcu br. ukazały się ponadto:

- *Bezrobocie rejestrowane 1 kwartał 2022 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 5/2022;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (kwiecień 2022 r.)*;
- *Efekty działalności budowlanej w 2021 r.*;
- *Efektywność wykorzystania energii w latach 2010–2020*;
- *Energia 2022* [folder];
- *Handel zagraniczny. Ceny w handlu zagranicznym*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2022 (czerwiec 2022)*;
- *Nakłady i wyniki przemysłu – 1 kwartał 2022 r.*;
- *Popyt na pracę w 2021 r.*;
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w maju 2022 r.*;
- *Przemysł – wyniki działalności w 2021 r.*;
- *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2017–2021*;
- *Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury*;
- „Statistics in Transition new series” nr 2/2022;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w maju 2022 r.*;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza województw nr 1/2022*;
- *Turystyka w 2021 r.*;
- *Warunki pracy w 2021 r.*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 6/2022;
- *Wybrane wskaźniki przedsiębiorczości w latach 2016–2020*;
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w pierwszym kwartale 2022 r.*

Wszystkie publikacje GUS w wersji elektronicznej są dostępne na stronie stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z.

Electronic forms of all the publications by Statistics Poland are available at stat.gov.pl/en/publications.

Justyna Gustyn

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

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 polskich punktowanych czasopism naukowych MEiN. Zgodnie z komunikatem Ministra Edukacji i Nauki z dnia 1 grudnia 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych „WS” otrzymały 70 punktów.

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

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

1. Zgłaszanie artykułów

Prace należy przysyłać na adres: redakcja.ws@stat.gov.pl.

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe, kod/kody JEL oraz ORCID, adres e-mail i afiliację autora. Tytuł, streszczenie, słowa kluczowe i afiliacja powinny być podane w języku polskim i angielskim.

Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. Ponadto należy je przesłać osobno (najlepiej w formacie Excel); szczegółowe informacje są zawarte w pkt 4.2.14.

Autor jest zobowiązany do podania w artykule wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego albo jeżeli artykuł został przez autora umieszczony w repozytorium internetowym lub zgłoszony w innym wydawnictwie do opublikowania w innej wersji językowej, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” należy poinformować o tym redakcję.

Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych. Więcej informacji w rozdziale *Wymogi redakcyjne*.

Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia (do pobrania ze strony internetowej czasopisma) o oryginalności pracy, niezłożeniu jej w innym wydawnictwie i udzieleniu wydawcy „WS” licencji Creative Commons Uznanie autorstwa – Na tych samych warunkach 4.0 (CC BY-SA 4.0), zawierającego numer ORCID, afiliację lub afiliacje oraz dane kontaktowe autora, wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma.

Załączenie skanu oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji naukowego charakteru artykułu oraz jego struktury i zawartości pod kątem wymogów redakcyjnych, a także zgodności tematyki z profilem czasopisma. Autor uzupełnia i poprawia artykuł stosownie do uwag redakcji, a w przypadku nieuwzględnienia danej uwagi uzasadnia swoje stanowisko. **Razem z poprawionym artykułem autor przesyła w osobnym pliku zanonimizowaną wersję pracy, przeznaczoną do recenzji.** Anonimizacja polega na utajnieniu nazwiska autora (także we właściwościach pliku), usunięciu podziękowań i informacji o źródłach finansowania, a także innych informacji wskazujących na afiliację lub umożliwiających zidentyfikowanie autora. Warunkiem skierowania pracy do recenzji jest potwierdzenie oryginalności tekstu uzyskane za pomocą systemu antyplagiatowego Similarity Check. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa do innych prac artykuł zostanie odrzucony.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, przy której afiliowany jest autor; w przypadku pracy w języku angielskim co najmniej jeden recenzent jest afiliowany przy jednostce zagranicznej. W razie sprzecznych opinii dwóch recenzentów powoływany jest trzeci recenzent. Recenzenci kierują się kryteriami oryginalności i jakości opracowania zarówno w odniesieniu do treści, jak i formy artykułu.

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

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

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

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

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta.** Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Redakcja zastrzega sobie prawo

do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przerezegowania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Po opracowaniu redakcyjnym artykuł jest przesyłany do autoryzacji. Tekst zatwierdzony przez autora, po składzie i łamaniu, jest poddawany korekcie i rewizji (II korekcie). Autor dokonuje korekty autorskiej tekstu na etapie rewizji. Wykresy i inne materiały graficzne są opracowywane na podstawie plików i danych przekazanych przez autora i poddawane korekcie i rewizji. Autor dokonuje ich akceptacji na etapie rewizji.

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

3. Zasady etyki publikacyjnej COPE

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

3.1. Odpowiedzialność autorów

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

Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.

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

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

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

publikacji odpowiadają pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych (WCN) GUS. W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji WCN wykorzystuje system antyplagiatowy. Informacje dotyczące artykułu mogą być przekazywane przez WCN wyłącznie autorom, recenzentom, członkom RN i KR oraz wydawcy.

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

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.

2. Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
3. Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

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

4. Wymogi redakcyjne

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

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

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

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

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

4.2. Przygotowanie artykułu

1. Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej.
2. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenia, 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, tytuły rozdziałów;
 - 12 pkt – tekst główny, tytuły podrozdziałów;
 - 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 w pliku programu Excel lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office. W przypadku wykonania ich w innym programie odpowiedni format pliku będzie ustalany indywidualnie.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole.
18. Literowe symbole liczb i innych wielkości niezłożonych należy zapisywać małą lub dużą literą i pismem pochyłym (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektorów – pismem pochyłym i pogrubionym (np. $\mathbf{a}$, $\mathbf{A}$, $\mathbf{w}$, $\mathbf{y}(x)$, $\mathbf{w}_i$); macierzy – pismem prostym i pogrubionym (np. $\mathbf{A}$, $\mathbf{a}$, $\mathbf{M}$, $\mathbf{Y}(x)$, $\mathbf{M}_i$).
19. Objasnienia znaków umownych w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
21. Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia wykraczające poza wiedzę powszechną – np. wyniki badań innych autorów, zarówno o charakterze empirycznym, jak i koncepcyjnym – muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym. Przez wiedzę powszechną należy rozumieć informacje ogólnie znane i niebudzące wątpliwości ani kontrowersji w danej grupie społecznej, np. utworzenie GUS w 1918 r. lub powstanie UE w 1993 r. na podstawie traktatu z Maastricht. Natomiast dane statystyczne udostępniane lub publikowane np. przez GUS lub Eurostat nie należą do takich informacji. Charakteru wiedzy powszechnej nie mają również stwierdzenia odnoszące się do idei, zjawisk i procesów społecznych, politycznych czy gospodarczych. Nawet pozornie zdroworozsądkowe idee zmieniają bowiem swój sens w zależności od kultury, języka lub dyscypliny naukowej, a także bywają w rozmaity sposób konceptualizowane, jak np. pojęcie poznania w naukach społecznych.

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

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

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

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

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

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

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

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

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

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

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

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

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

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

Studia metodologiczne / Methodological studies

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

Statystyka w praktyce / Statistics in practice

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

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze / Interdisciplinary studies. Research challenges

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

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

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

Edukacja statystyczna / Statistical education

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

Z dziejów statystyki / From the history of statistics

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

In memoriam

- Nekrologi i artykuły wspomnieniowe

Informacje. Recenzje. Dyskusje / Discussions. Reviews. Information

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