

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

SIERPIEŃ / AUGUST
ROK / VOLUME 66

2021 | 8

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

SIERPIEŃ / AUGUST
ROK / VOLUME 66

2021 | 8 (723)

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 (Urząd Statystyczny w Łodzi, Polska), dr Grażyna Marciniak (Polska), dr hab. Andrzej Młodak, prof. AK (Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, Polska), dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Polska), Marek Rojček, BEng, PhD (University of Economics, Prague, Czechy), Anna Shostya, PhD, Assoc. Prof. (Pace University in New York, Stany Zjednoczone), dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Luniewska, prof. US (Uniwersytet Szczeciński, Polska), dr Wioletta Wrzaszcz (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska), dr inż. Agnieszka Zgierska (Główny Urząd Statystyczny, Polska)

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

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

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

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

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

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

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

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

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

Redakcja techniczna, skład i łamanie, wykresy, korekta: Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Wojciecha Szuchty

Technical editing, typesetting, figures, proof-reading: Statistical Publishing Establishment – team supervised by Wojciech Szuchta



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound:

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 original version of the journal is the electronic issue, available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny

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	
 Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Tomasz M. Kossowski, Paweł Motek	
Zróźnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin	1
The diversity and spatial polarisation of own incomes of the Polish gminas	
Agnieszka Kleszcz	
Principal components of innovation performance in European Union countries	24
Główne składowe innowacyjności w krajach Unii Europejskiej	
Leszek Kucharski, Anna Rutkowska	
Sytuacja kobiet na rynku pracy w Polsce w porównaniu z sytuacją mężczyzn	46
The situation of women on the Polish labour market compared to the situation of men	
 Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Bożena Łazowska	
50. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny	68
50th Polish Nationwide Statistical Competition	
Dorota Wyszowska	
Recenzja książki <i>Zrównoważony rozwój społeczno-gospodarczy gmin oraz podregionów i regionów w Polsce</i> pod redakcją Eugeniusza Sobczaka	71
Review of the book <i>Sustainable socio-economic development of gminas, subregions and regions in Poland</i> edited by Eugeniusz Sobczak	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Lipiec 2021	74
Publications of Statistics Poland. July 2021	
 Dla autorów	76
For the authors	
 Zakres tematyczny działów	87
Thematic scope of sections	

OD REDAKCJI

Sierpniowy numer „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” zawiera trzy artykuły naukowe poświęcone praktycznemu wykorzystaniu określonych narzędzi statystycznych.

W pracy *Zróźnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin* dr Tomasz M. Kossowski i dr Paweł Motek poruszają problem identyfikacji zmian w zróźnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. Analizę, na podstawie danych z BDL GUS, NBP i Banku Światowego za lata 1995–2019, przeprowadzają przy użyciu współczynnika globalnej autokorelacji przestrzennej, metody LISA oraz współczynnika Giniego. Z badania wynika, że w analizowanym okresie występowało narastające zjawisko autokorelacji przestrzennej, które doprowadziło do polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. Rozmieszczenie przestrzenne klastrów utworzonych przez gminy o wysokich dochodach własnych było determinowane m.in. funkcjonalnym oddziaływaniem miast (zwłaszcza dużych), eksploatacją złóż naturalnych i położeniem geograficznym. Stwierdzono także powiększanie się tych skupień. Koncentracja gmin o niskich dochodach własnych występowała we wschodniej i w południowo-wschodniej Polsce. Nie potwierdzono wpływu dynamiki PKB oraz poziomu nierówności w dochodach własnych na mieszkańca na zmiany współczynnika autokorelacji przestrzennej.

Artykuł *Principal components of innovation performance in European Union countries* mgr inż. Agnieszki Kleszcz koncentruje się na zagadnieniu zróźnicowania terytorialnego innowacyjności wśród krajów UE. Autorka identyfikuje główne składowe innowacyjności różnicujące kraje na podstawie analizy struktury korelacji. W tym celu wykorzystuje wskaźniki uwzględnione w Europejskim Rankingu Innowacyjności (European Innovation Scoreboard – EIS) odnoszące się do lat 2012–2019 i przeprowadza analizę porównawczą krajów przy użyciu metody analizy głównych składowych (PCA). Pozwala to wyróżnić dwie główne składowe. Pierwsza, zawierająca zasoby ludzkie, atrakcyjne systemy badawcze, finanse i wsparcie, jest interpretowana jako środowisko akademickie i finanse, a druga, obejmująca wpływ na zatrudnienie i sieć powiązań – jako związana z biznesem. Autorka ocenia, że składowe te umożliwiają dokładną reprezentację danych EIS, która zapewnia alternatywny ranking wyników w zakresie innowacji. Proponuje uproszczony indeks innowacyjności, opisany w przestrzeni dwuwymiarowej, który opiera się na wyróżnionych głównych składowych, jako wskaźnik o potencjalnie szerokim zastosowaniu do oceny zróźnicowania innowacji.

Celem artykułu prof. dr. hab. Leszka Kucharskiego i mgr Anny Rutkowskiej pt. *Sytuacja kobiet na rynku pracy w Polsce w porównaniu z sytuacją mężczyzn* jest ocena sytuacji przedstawicieli obu płci na rynku pracy oraz wskazanie czynników ją determinujących. Autorzy wykorzystują dane za lata 2010–2018 pochodzące z BAEL. Z przeprowadzonej analizy wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia oraz oszacowań relatywnych szans odpływu z zatrudnienia i z bezrobocia kobiet i mężczyzn wynika, że chociaż w badanym okresie wskaźnik zatrudnienia wykazywał tendencję wzrostową, to we wszystkich wyodrębnionych przekrojach jego wartości dla mężczyzn przewyższały te dla kobiet. Kobiety były też zagrożone bezrobociem w większym stopniu niż mężczyźni, pomimo zmniejszenia się różnicy między wartościami stopy bezrobocia obu płci. Autorzy podkreślają konieczność wydłużenia aktywności zawodowej osób w wieku 55 lat i więcej oraz rolę wykształcenia w zmniejszaniu ryzyka utraty pracy i przepływu z zatrudnienia do bezrobocia lub bierności zawodowej, zwłaszcza wśród kobiet.

W dziale Dyskusje. Recenzje. Informacje czytelnicy mogą się zapoznać z relacją dr Bożeny Łazowskiej z jubileuszowego 50. Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego, organizowanego przez Centralną Bibliotekę Statystyczną im. Stefana Szulca, pod patronatem Prezesa GUS. Odnajdą tu także recenzję książki *Zrównoważony rozwój społeczno-gospodarczy gmin oraz podregionów i regionów w Polsce* pod redakcją Eugeniusza Sobczaka, którą ocenia dr hab. Dorota Wyszowska, prof. UwB, a także omówienie nowości wydawniczych GUS opublikowanych w lipcu 2021 r. przygotowane przez Justynę Gustyn.

Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The August issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* contains three scientific articles on the practical application of selected statistical tools.

The article entitled *The diversity and spatial polarisation of own incomes of the Polish gminas* by Tomasz M. Kossowski, PhD, and Paweł Motek, PhD, identifies the changes in the diversity and spatial polarisation of gminas in terms of their own incomes. The analysis, based on data provided by the Local Data Bank of Statistics Poland, Narodowy Bank Polski (National Bank of Poland) and the World Bank, covering the years 1995–2019, involved the application of the global spatial autocorrelation coefficient, the LISA method and the Gini coefficient. The research concluded with the observation of an increasing spatial autocorrelation in the analysed period, which led to spatial polarisation of gminas in terms of their own incomes. The spatial distribution of clusters formed by high-own-income gminas was shaped by cities, especially large ones, and their several functions, the exploitation of natural resources, the geographical location, and others. An increase in the size of these clusters was also noted. Gminas with a low own income were located in eastern and south-eastern Poland. The dynamics of GDP or the level of inequality in gminas' own income *per capita* were not confirmed to have had any impact on the changes of the spatial autocorrelation coefficient.

Agnieszka Kleszcz, BEng, MSc, in her article entitled *Principal components of innovation performance in European Union countries* focuses on the territorial diversity of innovation among EU member states. The author identifies the main components of innovation which differentiate countries on the basis of the analysis of the structure of correlation. For this purpose, indicators included in the European Innovation Scoreboard (EIS) relating to the years 2012–2019 are used in a comparative analysis of the studied countries, conducted by means of the principal component analysis (PCA). As a result, two principal components are distinguished. The first one, containing human resources, attractive research systems, and finance and support, is interpreted as academia and finance, while the second component, involving employment impacts and linkages, is interpreted as business-related. The author decides that the components provide an accurate representation of the EIS data, allowing the creation of an alternative ranking of countries' innovation performance. A simplified innovation index, described in a two-dimensional space, based on two distinguished principal components, is proposed as an indicator with potentially wide applications in assessing innovation diversity.

The aim of the article by Leszek Kucharski, PhD, DSc, ProfTit, and Anna Rutkowska, MSc, entitled *The situation of women on the Polish labour market compared to the situation of men* is to assess the situation of the representatives of both sexes on the labour market and to indicate the factors determining it. The authors use data from the Labour Force Survey (Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności – BAEL) to analyse the employment and unemployment rates and to estimate the relative chances of the outflow from employment and unemployment for men and women. The authors found that although the employment rate followed an upward trend in the studied period, its values were higher for men than for women in all the featured sections. Women were also at a greater risk of being unemployed than men despite the narrowing gap between the unemployment rates for both groups. The authors also emphasise the importance of extending the period of professional activity for people aged 55 and over, and the role of education in reducing the risk of job loss or becoming unemployed or professionally inactive, which applies to women in particular.

In the 'Discussions. Reviews. Information' Section, Bożena Łazowska, PhD, provides an account of the 50th Polish Nationwide Statistical Competition, organised by the Stefan Szulc Central Statistical Library, under the auspices of the President of Statistics Poland. This part of the journal also contains a review, written by Dorota Wyszowska, PhD, DSc, professor at the University of Białystok, of a book entitled *Sustainable socio-economic development of municipalities, subregions and regions in Poland*, edited by Eugeniusz Sobczak. Justyna Gustyn concludes the issue with a brief presentation of Statistics Poland's July publications.

We wish you pleasant reading.

Zróźnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin

Tomasz M. Kossowski^a, Paweł Motek^b

Streszczenie. Dochody własne należą do najważniejszych źródeł finansowania samorządów gminnych w Polsce i stanowią przedmiot wielu analiz, ale badania koncentrujące się na przestrzennym aspekcie dochodów własnych są podejmowane niezbyt często. Celem niniejszego artykułu jest identyfikacja zmian w zróźnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. W badaniu wykorzystano dane z Banku Danych Lokalnych GUS, a także z Narodowego Banku Polskiego i Banku Światowego. Przeprowadzona analiza objęła lata 1995–2019. W celu identyfikacji zależności przestrzennej posłużono się współczynnikiem globalnej autokorelacji przestrzennej, do ustalenia stopnia polaryzacji przestrzennej zastosowano metodę LISA, a do oceny poziomu zróźnicowania – współczynnik Giniego.

Uzyskane wyniki pokazały, że w analizowanym okresie występowało zjawisko autokorelacji przestrzennej, które narastało i doprowadziło do polaryzacji przestrzennej gmin w Polsce pod względem ich dochodów własnych. Gminy charakteryzujące się wysokim poziomem dochodów własnych tworzyły klastry przestrzenne w obrębie dużych aglomeracji miejskich, w miejscach eksploatacji złóż naturalnych, wzdłuż zachodniej granicy państwa oraz w pasie nadmorskim. Stwierdzono powiększanie się obszarów wchodzących w skład tych skupień. Natomiast gminy o niskich dochodach własnych były rozmieszczone we wschodniej oraz w południowo-wschodniej Polsce. Nie potwierdzono wpływu dynamiki PKB oraz poziomu nierówności w dochodach własnych na mieszkańca na zmiany współczynnika autokorelacji przestrzennej, a więc procesu polaryzacji przestrzennej.

Słowa kluczowe: dochody własne, gmina, zależność przestrzenna, LISA, klastry przestrzenne, polaryzacja przestrzenna

JEL: H71, C31, R12

The diversity and spatial polarisation of own incomes of the Polish gminas

Abstract. Own incomes are considered one of the most important sources of financing for local governments in Poland. Although own incomes have been the subject of numerous analyses, extensive research focusing on their spatial aspect is rarely conducted. This article aims to identify the changes in the spatial diversification and polarisation of gminas (communes') own incomes. Data from the Local Data Bank of Statistics Poland, the National Bank of Poland and the World Bank were used. The analysis covered the years 1995–2019. The study used the global spatial autocorrelation coefficient and the LISA method to identify the process of spatial dependence

^a Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Polska / Adam Mickiewicz University, Poznań, Faculty of Human Geography and Planning, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9976-4398>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: tkoss@amu.edu.pl.

^b Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Polska / Adam Mickiewicz University, Poznań, Faculty of Human Geography and Planning, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0321-2709>.

and to determine the degree of spatial polarisation. The Gini coefficient was applied to assess the level of diversity.

The results of the analysis confirmed that an increasing spatial autocorrelation occurred in the studied period, leading to the spatial polarisation of the Polish gminas in terms of their own incomes. Gminas with a high level of own income formed spatial clusters within large urban agglomerations, in regions where natural resources were exploited, along the western border and the coastal belt. The findings show that the area of these clusters was expanding. On the other hand, low-own-income gminas were located in eastern and south-eastern Poland. The analysis has not confirmed that the dynamics of the gross domestic product or the level of inequality in gminas' own income *per capita* had any effect on the changes in the spatial autocorrelation coefficient, nor, consequently, on the process of spatial polarisation.

Keywords: own income, gmina, commune, spatial dependence, LISA, spatial cluster, spatial polarisation

1. Wprowadzenie

Jednym z globalnych trendów występujących we współczesnym świecie jest decentralizacja władzy publicznej. Większość państw, niezależnie od ustroju politycznego czy poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, podejmuje lub pogłębia reformy decentralizacyjne (Liu i in., 2017; Rodríguez-Pose i Sandall, 2008; Rondinelli, 1981). Zdecentralizowane zarządzanie państwem ma przynieść wiele korzyści, do których zalicza się m.in. demokratyzację życia publicznego, szybszy rozwój gospodarczy oraz efektywniejsze świadczenie usług publicznych. Wskazuje się również na liczne zagrożenia, takie jak np. nierówność i polaryzacja dochodów, niestabilność makroekonomiczna, zróżnicowanie przestrzennego poziomu dobrobytu czy problem korupcji (Martinez-Vazquez i in., 2017; Prud'homme, 1995). W szczególności decentralizacja fiskalna może być traktowana jako czynnik wpływający na zwiększenie nierówności regionalnych, co m.in. na przykładzie Polski wykazali Rodríguez-Pose i Ezcurra (2010).

Najczęściej wyróżnia się trzy wymiary decentralizacji: polityczny, administracyjny i fiskalny (Martinez-Vazquez i in., 2017; Ruśkowski, 2001; Smoke, 2015). Problematyka dochodów gmin wiąże się przede wszystkim z decentralizacją fiskalną, która obejmuje dwa powiązane ze sobą aspekty. Pierwszy dotyczy podziału dochodów i odpowiedzialności za wydatki pomiędzy poszczególnymi szczeblami administracji publicznej. Drugi wiąże się z zakresem swobody decyzyjnej, jaką dysponują władze lokalne w odniesieniu do dochodów i wydatków (m.in. Kornberger-Sokołowska, 2001). Poziom i struktura dochodów gmin zależą więc z jednej strony od ogólnych zasad użytkowania dochodów własnych oraz transferów z budżetu państwa określonych w ustawach, a z drugiej – od aktywności władz samorządowych mającej na celu zwiększenie poziomu dochodów, a także od specyficznych cech danej jednostki związanych np. z rentą położenia czy surowcami mineralnymi występującymi na jej terenie.

Dochody własne są najważniejszym źródłem finansowania samorządów lokalnych w Polsce. Dzięki nim gminy mogą świadczyć usługi publiczne dla mieszkańców oraz podejmować działania prorozwojowe. Z zapisów Konstytucji Rzeczypospolitej

Polskiej wynika, że do dochodów własnych zaliczają się wszystkie dochody gmin, które nie są subwencjami ani dotacjami celowymi z budżetu państwa. W literaturze z zakresu finansów publicznych można znaleźć różne definicje dochodów własnych. Najczęściej określa się je jako dochody, które na mocy ustaw zostały oddane do dyspozycji samorządów w sposób trwały (Owsiak, 2005), lub jako dochody, które zostały przekazane do budżetów samorządowych w całości i bezterminowo, przy zapewnieniu pewnego stopnia swobody w zakresie ich ustalania, oraz które są związane z lokalną bazą ekonomiczną (Swianiewicz, 2002, 2011). Do dochodów własnych zalicza się więc głównie podatki i opłaty lokalne, dochody z majątku, opłaty z tytułu świadczonych usług publicznych oraz udziały we wpływach z podatków stanowiących dochód budżetu państwa, choć te ostatnie bardzo często są traktowane nie jako dochód własny, ale transfer z budżetu państwa (np. Swianiewicz, 2011).

Dochody własne samorządów terytorialnych zależą m.in. od lokalnej bazy ekonomicznej, co zachęca władze do podejmowania działań rozwojowych w celu zwiększenia poziomu dochodów. Decydują o zakresie autonomii dochodowej, wpływają na poziom świadczonych usług publicznych, a także są źródłem finansowania inwestycji samorządowych (m.in. Kornberger-Sokołowska, 2001; Oulasvirta i Turała, 2009; Poniatowicz, 2015; Swianiewicz, 2011).

Literatura empiryczna dotycząca badania dochodów własnych gmin w Polsce jest bogata i zróżnicowana pod względem stosowanych metod, wskaźników, podejść badawczych oraz uzyskiwanych wyników. Wskazuje się (np. Bal-Domańska, 2018; Duś, 2010; Głowicka-Wołoszyn, 2016; Jarosiński, 2013; Kachniarz, 2011), że poziom oraz zróżnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych zależą od wielu czynników, do których należą przede wszystkim:

- położenie gminy w sąsiedztwie dużej aglomeracji miejskiej;
- wydobywanie surowców mineralnych na terenie gminy (głównie rud miedzi i węgla brunatnego);
- walory turystyczne (dotyczy to przede wszystkim gmin nadmorskich oraz zlokalizowanych w górach);
- występowanie dużych zakładów przemysłowych;
- bliskość granicy państwa;
- aktywność władz samorządowych.

Przegląd literatury wskazuje na dominację podejścia, w którym nie analizuje się rozkładu przestrzennego badanego zjawiska oraz jego zmian w czasie (m.in. Czempas, 2017; Kotlińska, 2009; Kozera i in., 2016; Turała, 2011, 2015). Podejście przestrzenne do analizy dochodów własnych gmin uwzględniają np. publikacje Bal-Domańskiej (2018), Brezdenia i Spalleka (2012), Dusia (2010), Głowickiej-Wołoszyn (2016), Hellera (2008), Jarosińskiego (2013), Kossowskiego i Motka (2009), Motka (2018) oraz Stanny i Strzelczyka (2015), przy czym przeważnie sprowadza się to do prostej analizy przestrzennego zróżnicowania dochodów jednostek

samorządu terytorialnego. Badanie omawiane w niniejszym artykule reprezentuje podejście ilościowo-przestrzenne.

Celem badania jest identyfikacja zmian w zróżnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. Postawiono następujące pytania badawcze:

1. Jak zmieniały się dochody własne gmin na mieszkańca w latach 1995–2019?
2. Czy występowała zależność przestrzenna, a jeśli tak, to w jaki sposób wpływała na zróżnicowanie przestrzenne dochodów własnych gmin?
3. Jak zmieniał się w analizowanym okresie rozkład przestrzenny klastrów gmin o wysokich i niskich dochodach własnych i jakie czynniki decydowały o tym rozkładzie?
4. Jaka jest stabilność rozkładu przestrzennego klastrów gmin o wysokich i niskich dochodach własnych w analizowanym okresie?
5. Czy istnieje związek pomiędzy autokorelacją przestrzenną dochodów własnych gmin na mieszkańca a zróżnicowaniem poziomu tych dochodów mierzonych współczynnikiem Giniego?
6. Czy istnieje związek pomiędzy tempem wzrostu produktu krajowego brutto (PKB) w Polsce a procesami koncentracji przestrzennej gmin o wysokich lub niskich dochodach własnych na mieszkańca?

2. Metoda badania

Badanie przeprowadzono dla jednostek podstawowego podziału terytorialnego kraju, czyli gmin. Objęło ono okres 25 lat (1995–2019). Analiza tak długiej serii danych pozwoliła na poznanie tendencji kształtujących dochody własne gmin i ich rozkład przestrzenny oraz podjęcie próby ich wyjaśnienia. Przywołane wcześniej prace przedstawiające wyniki podobnych badań nad dochodami własnymi gmin miały charakter statyczny (Bal-Domańska, 2018) lub ograniczony terytorialnie (Głowicka-Wołoszyn, 2016), a porównywalne badanie Kossowskiego i Motka (2009) dotyczyło znacznie krótszego okresu (1995–2006).

W badaniu wykorzystano przede wszystkim dane z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS). Uzyskano informacje o dochodach własnych gmin ogółem i na mieszkańca oraz o liczbie ludności. Zgodnie z Ustawą z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego (t.j. Dz.U. 2021 poz. 38) do dochodów własnych gmin zaliczają się również udziały we wpływach z podatku dochodowego od osób fizycznych oraz podatku dochodowego od osób prawnych. Dane za lata 1995–2006 uzyskano w 2008 r., a za lata 2007–2012 – w 2014 r. Uzupełnienie zbioru o dane za lata 2013–2019 nastąpiło w lutym 2020 r. i maju 2021 r. Informacje dotyczące tempa wzrostu PKB zaczerpnięto ze statystyk Narodowego Banku Polskiego (NBP) oraz Banku Światowego.

Przyjęto, że w latach 1995–2019 obowiązywał jednolity podział administracyjny Polski na 2478 gmin¹. Uznano, że niewielkie zmiany w liczbie gmin nie będą istotnie wpływać na wyniki analizy. Dokonano harmonizacji danych uwzględniającej przekształcenia gmin wiejskich w miejsko-wiejskie bądź miejskie, dzięki czemu uzyskano ujednolicony zasób informacji. Gminami są także miasta na prawach powiatu, które wykonując zadania gmin i powiatów, uzyskują dochody własne przypisane zarówno gminie, jak i powiatowi. Zostały one uwzględnione w badaniu, ponieważ ich pominięcie skutkowałoby utratą spójności przestrzennej (celowe wyłączenie niektórych sąsiadów). Ponadto usunięcie tych jednostek mogłoby spowodować pominięcie istotnych interakcji przestrzennych, zwłaszcza w obszarach dużych aglomeracji miejskich. Wskutek tego miary zależności przestrzennej mogłyby wskazywać na mniejszą siłę tej zależności – szczególnie na poziomie lokalnym – niż występująca w rzeczywistości. Miasto Warszawa, bez względu na jego rzeczywisty ustrój administracyjny, traktowano jako jedną gminę.

Aby odpowiedzieć na pytania badawcze, wykonano następujące czynności:

1. Wyliczono podstawowe statystyki: średnią, medianę, odchylenie standardowe, kwartyle, wartość minimalną i maksymalną w celu ustalenia zmian w poziomie dochodów własnych gmin na mieszkańca.
2. Obliczono współczynnik globalnej autokorelacji przestrzennej Morana w celu identyfikacji zależności przestrzennej oraz zastosowano metodę LISA (ang. *local indicators of spatial association*) do wyznaczenia klastrow przestrzennych – skupień gmin o wysokich bądź niskich wartościach analizowanej zmiennej.
3. Wyznaczono współczynnik Giniego, aby ocenić stopień nierówności dochodów własnych gmin.

W analizie przestrzennej zjawisk i procesów przyjmuje się, że geograficznie bliższe obserwacje są bardziej do siebie podobne niż te, które są położone w dalszej odległości od siebie. Założenie to zostało sformułowane przez Toblera (1970) w postaci pierwszego prawa geografii. Modelowanie wzajemnego wpływu jednostek (interakcji) w przestrzeni geograficznej prowadzone jest przy wykorzystaniu macierzy wag przestrzennych (Cliff i Ord, 1973). Są one budowane na podstawie sąsiedztwa lub odległości między jednostkami. W przypadku jednostek przestrzennych typu ciągłego – takich jak np. gminy – przyjmuje się, że sąsiadami są te jednostki, które mają wspólną granicę o niezerowej długości.

Interakcjom pomiędzy jednostkami przestrzennymi i, j przypisywana jest pewna waga c_{ij} , która ma wartość 1, gdy są one sąsiadami, bądź 0, gdy nie sąsiadują ze sobą. Zakłada się również, że $c_{ii} = 0$. Tak utworzoną macierz wag przestrzennych $\mathbf{C}$ przekształca się do postaci wierszowo standaryzowanej wykorzystując formułę

¹ Zmiany, które zaszły w podziale administracyjnym oraz systemie finansowania gmin w latach 1995–2019 (np. reforma podziału administracyjnego kraju w 1999 r. czy uchwalenie w 2003 r. ustawy o dochodach jednostek samorządu terytorialnego), nie mają istotnego wpływu na wyniki analizy.

$w_{ij} = c_{ij} / \sum_{j=1}^n c_{ij}$. W przypadku układu gminnego macierz ma 2478 wierszy i tyle samo kolumn. W celu identyfikacji zależności przestrzennej wykorzystuje się globalny współczynnik autokorelacji przestrzennej Morana (1950) o postaci:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

gdzie:

w_{ij} – elementy macierzy wag przestrzennych **W**,

x_i, x_j – obserwacje,

$\bar{x}$ – średnia wartość badanej zmiennej,

n – liczba jednostek przestrzennych.

Powyższą statystykę stosuje się w celu sprawdzenia hipotezy o braku występowania globalnej autokorelacji przestrzennej. Przy założeniu prawdziwości tej hipotezy wartość oczekiwana statystyki (1) wynosi $-1/(n-1)$ i wskazuje na losowy rozkład zmiennej w jednostkach przestrzennych. Wartość $I > -1/(n-1)$ oznacza występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej, co skutkuje przestrzennym grupowaniem się jednostek o podobnych wartościach badanej zmiennej; wartość $I < -1/(n-1)$ wskazuje na ujemną autokorelację przestrzenną, a zatem na układ szachownicowy, w którym jednostki znacznie różnią się od sąsiadów. Weryfikację hipotezy o istotności statystycznej współczynnika autokorelacji przestrzennej (na poziomie 0,05) przeprowadzono za pomocą testu permutacyjnego (Anselin, 1988; Cliff i Ord, 1981).

W celu identyfikacji i analizy zmian rozmieszczenia przestrzennego klastrów gmin o wysokich bądź niskich dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca wykorzystano metodę LISA (Anselin, 1995). Opiera się ona na lokalnej wersji statystyki Morana i pozwala na detekcję obszarów odróżniających się od globalnego schematu autokorelacji przestrzennej. Możliwe jest wyróżnienie obszarów ściślej ze sobą powiązanych, czyli o silniejszej lokalnej autokorelacji przestrzennej niż autokorelacja globalna, oraz jednostek silnie odróżniających się od swoich sąsiadów poprzez detekcję obszarów o lokalnej ujemnej autokorelacji przestrzennej.

Wyznaczenia klastrów oraz obserwacji odstających² dokonuje się na podstawie poziomu istotności statystyki lokalnej Morana (wyliczanej dla każdej obserwacji) jako testu hipotezy o braku lokalnej autokorelacji przestrzennej oraz przynależności danej gminy do określonej ćwiartki wykresu punktowego Morana.

Jeżeli wartość statystyki lokalnej wskazuje na istotną dodatnią autokorelację przestrzenną i gmina należy do I albo III ćwiartki wykresu punktowego Morana, to nale-

² Obserwacja odstająca jest rozumiana w całej pracy jako obserwacja odróżniająca się od sąsiadów.

ży odpowiednio do klastra typu High-High (HH) albo Low-Low (LL). W skład klastrów HH wchodzi gminy, które charakteryzują się wysokimi wartościami badanej zmiennej i są otoczone przez jednostki o podobnym poziomie. W przypadku klastrów LL jednostki mają niskie wartości analizowanej zmiennej i są otoczone przez jednostki o podobnym poziomie. Jeżeli wartość statystyki lokalnej wskazuje na istotną ujemną autokorelację przestrzenną i gmina należy do II albo IV ćwiartki tego wykresu, to jest odpowiednio obserwacją typu High-Low (HL) albo Low-High (LH). Obserwacjami HL są gminy, które mają na tyle wysokie wartości badanej zmiennej, że istotnie różnią się od sąsiadów charakteryzujących się niskimi wartościami tej zmiennej. W przypadku obserwacji LH sytuacja jest odwrotna. Przy testowaniu statystyk lokalnych przyjęto, analogicznie do statystyki globalnej Morana, poziom istotności 0,05 i podejście permutacyjne.

Przyporządkowanie do ćwiartek wykresu Morana ustalono przez nadanie gminom punktów o dwóch współrzędnych. Pierwszą jest standaryzowana wartość badanej zmiennej, a drugą – przestrzennie ważona średnia badanej zmiennej wyliczona na zbiorze sąsiadów jednostki. Ze względu na to, że analiza obejmuje 25 lat, zrezygnowano z zamieszczenia w artykule wszystkich wykresów punktowych Morana i ograniczono się tylko do jednego przykładu.

W badaniu zróznicowania dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca wykorzystano współczynnik Giniego, zdefiniowany następująco:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}}, \quad (2)$$

gdzie:

n – liczba jednostek,

x_i, x_j – wartości badanej zmiennej,

$\bar{x}$ – średnia wartość badanej zmiennej.

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości [0, 1], przy czym 0 oznacza równomierny rozkład wartości badanej zmiennej, a 1 – maksymalną nierównomierność rozkładu. Współczynnik Giniego nie uwzględnia położenia względem siebie analizowanych obserwacji.

3. Wyniki badania

3.1. Zmiany dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019

Punktem wyjścia w omawianym badaniu była analiza zmian dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca w latach 1995–2019. Jak pokazano w tablicy,

w analizowanym okresie dochody te systematycznie rosły, przy czym trend ten dotyczył gmin zarówno o najmniejszych, jak i największych dochodach własnych na mieszkańca (zob. np. Jarosiński, 2013; Łukomska-Szarek, 2016). Minimalna wartość dochodów własnych na mieszkańca w latach 1995–2019 wzrosła nominalnie blisko ośmiokrotnie (7,73 razy), a wartość maksymalna – ponadtrzykrotnie (3,36 razy). W wymiarze realnym wzrost minimalnej wartości dochodów własnych na mieszkańca był blisko trzykrotny, natomiast dla ich maksymalnej wartości wyniósł ok. 25%. Dysproporcje w zbiorze branych pod uwagę jednostek przestrzennych również były zróżnicowane.

Tablica dochodów własnych gmin na mieszkańca

L a t a	Minimum		Maksimum	
	dochody w zł	gmina	dochody w zł	gmina
1995	92,36	} Lipnica Wielka	12 304,46	Kleszczów
1996	117,80		5 097,56	
1997	157,92	} Dzwola	14 982,32	
1998	162,62		23 302,67	
1999	139,17	} Czarnia	21 352,73	
2000	126,68		24 679,02	
2001	134,82	} Słopnice	33 818,64	
2002	145,25		37 379,51	
2003	163,57	} Słopnice	33 295,61	
2004	181,36		34 735,29	
2005	189,44	} Dzwola	33 511,11	
2006	208,55		33 007,72	
2007	239,37	} Dzwola	33 298,79	
2008	281,39		35 964,67	
2009	275,88	Przytuły	35 645,67	
2010	274,04	Niedźwiada	46 300,39	
2011	344,24	Wojcieszków	42 617,19	
2012	358,66	Jarocin (gm. wiejska)	49 080,40	
2013	385,42	Radgoszcz	43 867,83	
2014	455,53	} Jarocin (gm. wiejska)	46 309,46	
2015	481,66		46 732,52	
2016	508,17	} Aleksandrów	45 340,71	
2017	537,49		43 781,75	
2018	544,19	Górny Potok	39 888,96	
2019	713,87	Dzikowiec	41 371,91	
		Chrzanów		

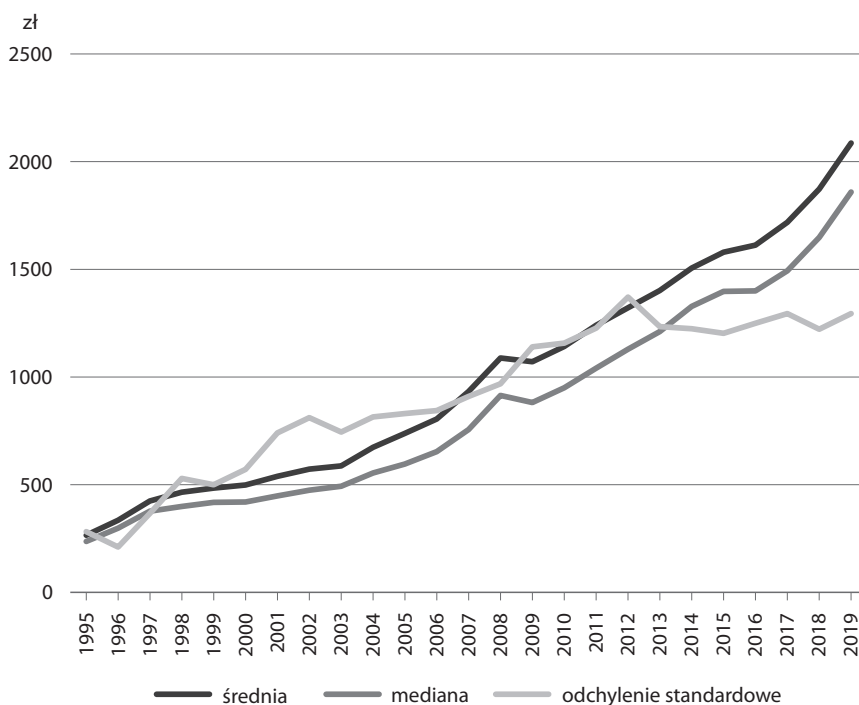
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Największe dysproporcje odnotowano w 2002 r., gdy dochody własne na mieszkańca w najbogatszej gminie Kleszczów były 257 razy większe niż w najbiedniejszej gminie Dzwola. Najmniejsze dysproporcje wystąpiły w 1996 r., kiedy dochody własne na mieszkańca w gminie Kleszczów były 43-krotnie większe niż w gminie Lipnica Wielka.

W okresie 1996–2002 dysproporcje narastały, by następnie podlegać okresowym wahaniom w latach 2003–2009 i wejść w trend spadkowy zapoczątkowany w 2010 r.

W rankingu gmin o najwyższych dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca pierwszą pozycję w całym analizowanym okresie zajmowała gmina Kleszczów. Wysokie wartości wskaźnika osiągały też, nieuwzględnione w tablicy, nadmorskie gminy Krynica Morska i Rewal oraz położona na Dolnym Śląsku gmina Polkowice. Najniższą pozycję w rankingu zajmowały różne gminy. Sześciokrotnie była to gmina Dzwola.

Wykr. 1. Średnia, mediana i odchylenie standardowe dochodów własnych gmin na mieszkańca



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

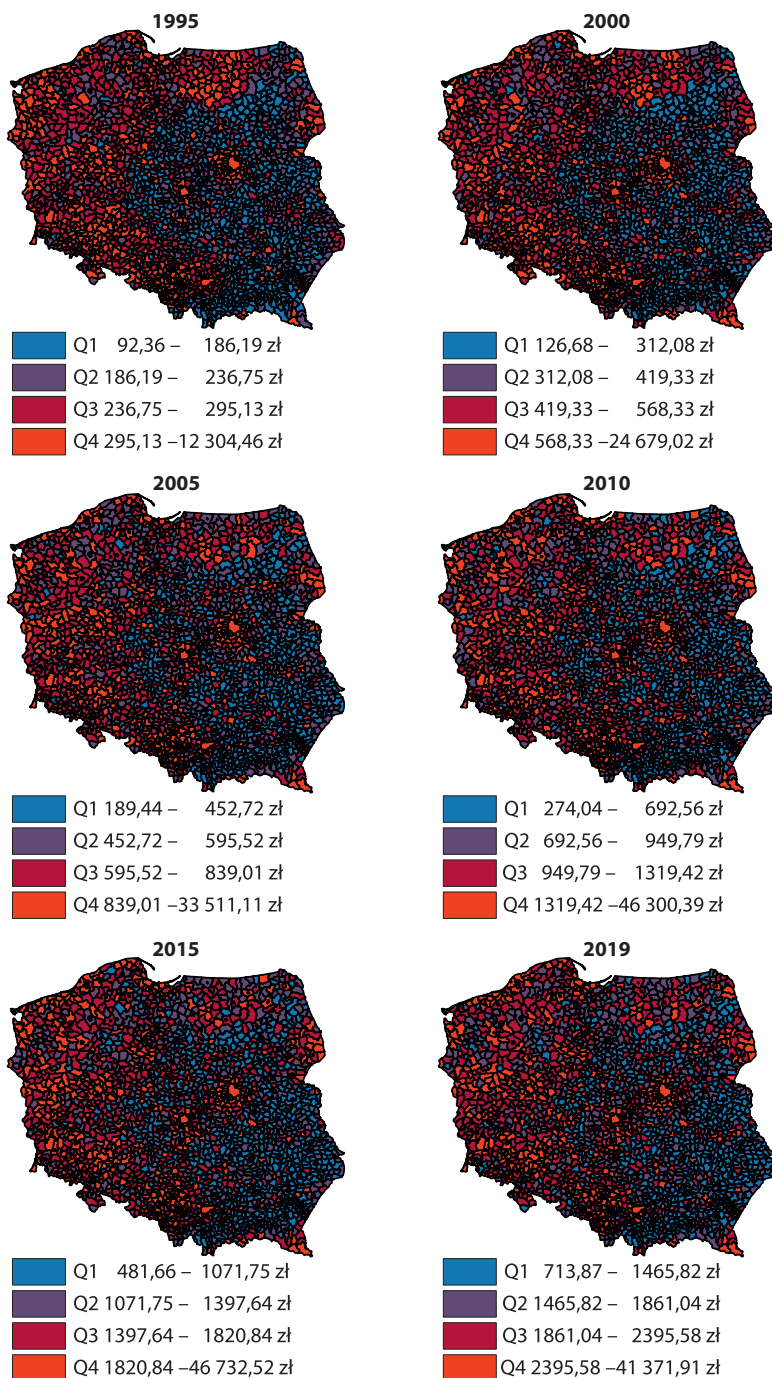
Wykres 1 przedstawia średnią, medianę i odchylenie standardowe dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca. W badaniu przyjęto, że jednostką analizowanej zbiorowości jest gmina, a dochody własne w przeliczeniu na mieszkańca są jej cechą. Dlatego też średnia arytmetyczna została obliczona z sumy wartości badanej cechy dla poszczególnych gmin i liczby gmin, a nie jako iloraz sumy dochodów własnych wszystkich gmin i liczby ich mieszkańców. Z wykresu średniej wynika, że w okresie 1995–2019 wzrosła ona z 265 zł do 2086 zł i była stale wyższa od

mediana, która wzrosła z 236 zł do 1859 zł. Zarówno średnia, jak i mediana dla gmin zwiększyły wartość blisko siedmiokrotnie. Stosunek mediany do średniej wahał się od 0,80 w 2005 r. do 0,88–0,89 w latach 1996 i 2019, a więc stosunkowo nieznacznie, co sugeruje niewielką lewostronną asymetrię rozkładu badanej cechy. Rozproszenie dochodów własnych gmin na mieszkańca, mierzone wartościami odchylenia standardowego, wzrastało od 281,70 zł w 1995 r., z wyjątkiem chwilowego spadku do 210,00 zł w 1996 r., do kwoty 1370,81 zł, osiągniętej w 2012 r. Od 2013 r. obserwuje się stabilizację odchylenia standardowego w przedziale 1200–1300 zł, co w połączeniu ze stale rosnącą średnią badanej cechy sprzyja spadkowi ogólnego poziomu zmienności.

Na mapie 1 pokazano rozkład dochodów własnych gmin na mieszkańca w podziale na kwartyle w odstępach pięcioletnich w okresie 1995–2015 i dla roku 2019. Rozkład przestrzenny wartości analizowanej cechy w 1995 r. wykazywał wyraźną dominację gmin z pierwszego i drugiego kwartyła dochodowego na terenach województw zachodniej Polski oraz pomorskiego i warmińsko-mazurskiego, a gminy z trzeciego i czwartego kwartyła były położone głównie we wschodniej części kraju, z wyjątkiem okolic Warszawy, Łodzi i części Podlasia. Granica pomiędzy tymi skupiskami była wyraźna i pokrywała się w znacznym stopniu z granicami państw zaborczych w 1914 r.

W późniejszych latach granica ta stawała się coraz mniej widoczna. Od 2010 r. można zauważyć relatywne ubożenie gmin położonych przy granicy z obwodem kaliningradzkim, które z pierwszego i drugiego kwartyła przeszły do kwartyli trzeciego i czwartego. Podobny proces nastąpił we wschodniej i północnej części Wielkopolski oraz na południe od Szczecina. Natomiast w gminach położonych w pobliżu Warszawy i Łodzi poziom dochodów własnych na mieszkańca relatywnie wzrósł. W 2019 r. utworzyło się pasmo gmin pierwszego i drugiego kwartyła ciągnące się od Warszawy poprzez Łódź do aglomeracji śląsko-zagłębiowskiej. Podobnie wzrosły dochody własne w części gmin Podlasia.

Zmiany rozkładu przestrzennego dochodów własnych wskazują na postępującą koncentrację jednostek o wysokich dochodach w obrębie największych aglomeracji miejskich, co wiąże się z rosnącą rolą czynnika bliskości. W przypadku czynnika surowcowego obserwuje się jego silny wpływ, powiązany z koniunkturą i cenami miedzi, na wielkość dochodów własnych gmin położonych w Legnicko-Głogowskim Okręgu Miedziowym (LGOM), a także pozytywny wpływ na gminy zlokalizowane na terenach eksploatacji węgla brunatnego w okolicach Bełchatowa. Oddziaływanie to wynikało z funkcjonowania tam dużego zakładu energetycznego. Znaczenie czynnika surowcowego zmalało natomiast w Konińskim Zagłębiu Węglowym, co wiązało się ze stopniowym odchodzeniem od eksploatacji węgla brunatnego na tym obszarze.

Mapa 1. Kwartyle dochodów własnych gmin na mieszkańca

Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Walory turystyczne gmin miały istotne znaczenie na obszarze nadmorskim poprzez generowanie dochodów z opłat lokalnych, w pojedynczych gminach na obszarze Sudetów oraz w kilku gminach bieszczadzkich.

W latach 90. XX w. w gminach położonych wzdłuż zachodniej i północnej granicy Polski istotną rolę odgrywał też czynnik położenia nadgranicznego. W późniejszym okresie jego znaczenie zmalało w związku z ograniczeniem wielkości handlu przygranicznego i zmniejszeniem dochodów z opłat targowych z tego tytułu. Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej czynnik ten przestał wpływać na poziom dochodów własnych gmin zlokalizowanych przy granicy z Niemcami oraz (w związku z wprowadzeniem reżimu wizowego) w gminach przy granicy z Rosją.

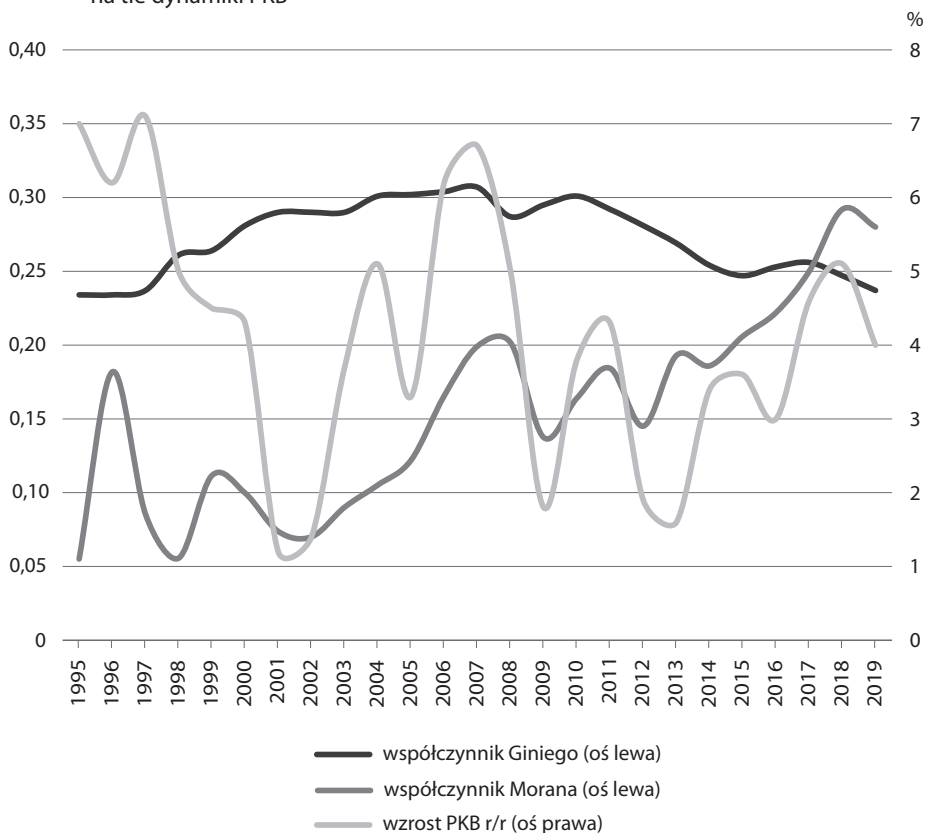
Gminy o niskich dochodach własnych dominowały we wschodniej i w południowo-wschodniej Polsce, a więc w regionach o typowo rolniczym charakterze, gdzie nie obserwuje się występowania czynników wymienionych powyżej. W przypadku tych obszarów istotna jest także aktywność samorządów. Skutkuje to występowaniem obserwacji z pierwszego lub drugiego kwartyłu w otoczeniu jednostek z trzeciego lub czwartego kwartyłu.

3.2. Autokorelacja przestrzenna dochodów własnych

Zmiany siły autokorelacji przestrzennej dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 przedstawiono na wyk. 2. Jak wspomniano wcześniej, wzrost autokorelacji przestrzennej skutkuje tendencją do powstawania klastrów gmin o podobnych dochodach własnych oraz do zwiększania polaryzacji przestrzennej tych dochodów. Analizując przebieg linii współczynnika Morana, można wyróżnić trzy podokresy zmian autokorelacji. Okres pierwszy dotyczy lat 1995–2001, kiedy autokorelacja przestrzenna cechowała się dużymi wahaniami rok do roku. Dla przykładu w 1995 r. wynosiła nieco ponad 0,05, w 1996 r. wzrosła do ok. 0,17, a w 1997 r. ponownie spadła do 0,05. W drugim podokresie, obejmującym lata 2002–2008, autokorelacja przestrzenna stopniowo rosła i przekroczyła wartość 0,2. W 2009 r. – od którego datuje się początek trzeciego podokresu – wartość autokorelacji przestrzennej spadła poniżej 0,15, po czym nastąpiły kilkuletnie wahania jej poziomu. Od 2013 r. autokorelacja zwiększała się w takim tempie, że w 2018 r. osiągnęła wartość 0,29 (najwyższą w całym analizowanym okresie), a w następnym roku nieco się zmniejszyła. Wartości tego współczynnika sprawdzane przy użyciu testu Morana były istotne statystycznie w całym badanym okresie, co potwierdziło występowanie zależności przestrzennej w dochodach własnych gmin na mieszkańca. Są to wnioski

odmienne od uzyskanych przez Bal-Domańską (2018, s. 16), która stwierdziła, że wyniki globalnej statystyki Morana dla dochodów własnych gmin na mieszkańca uzyskane za rok 2016 wskazują na brak silnych tendencji do tworzenia skupień³.

Wykr. 2. Zmiany wartości globalnej statystyki autokorelacji przestrzennej i Morana oraz współczynnika Giniego dla dochodów własnych gmin na mieszkańca na tle dynamiki PKB



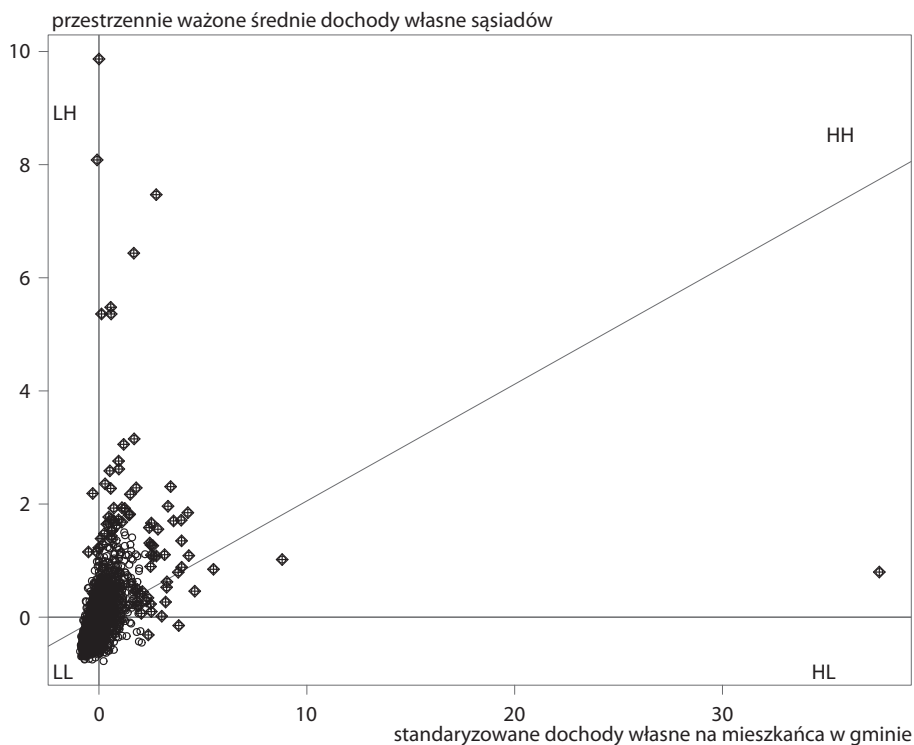
Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z NBP, Banku Światowego i BDL GUS.

Zróznicowanie autokorelacji przestrzennej w latach 1995–2019 skutkowało zmianami zasięgu klastrów gmin o wysokich bądź niskich dochodach własnych na mieszkańca. Ustalono je metodą LISA, która – jak wspomniano wcześniej – identyfikuje klastry oraz obserwacje odstające na podstawie istotności statystyki lokalnej autokorelacji przestrzennej i przynależności jednostki do określonej ćwiartki wykresu

³ Trzeba jednak zaznaczyć, że w badaniu Bal-Domańskiej nie zostały uwzględnione gminy będące miastami na prawach powiatu.

punktowego Morana. Wykres 3 prezentuje przykładowy wykres punktowy Morana dla dochodów własnych gmin na mieszkańca w 2015 r.

Wykr. 3. Wykres punktowy Morana dla 2015 r.

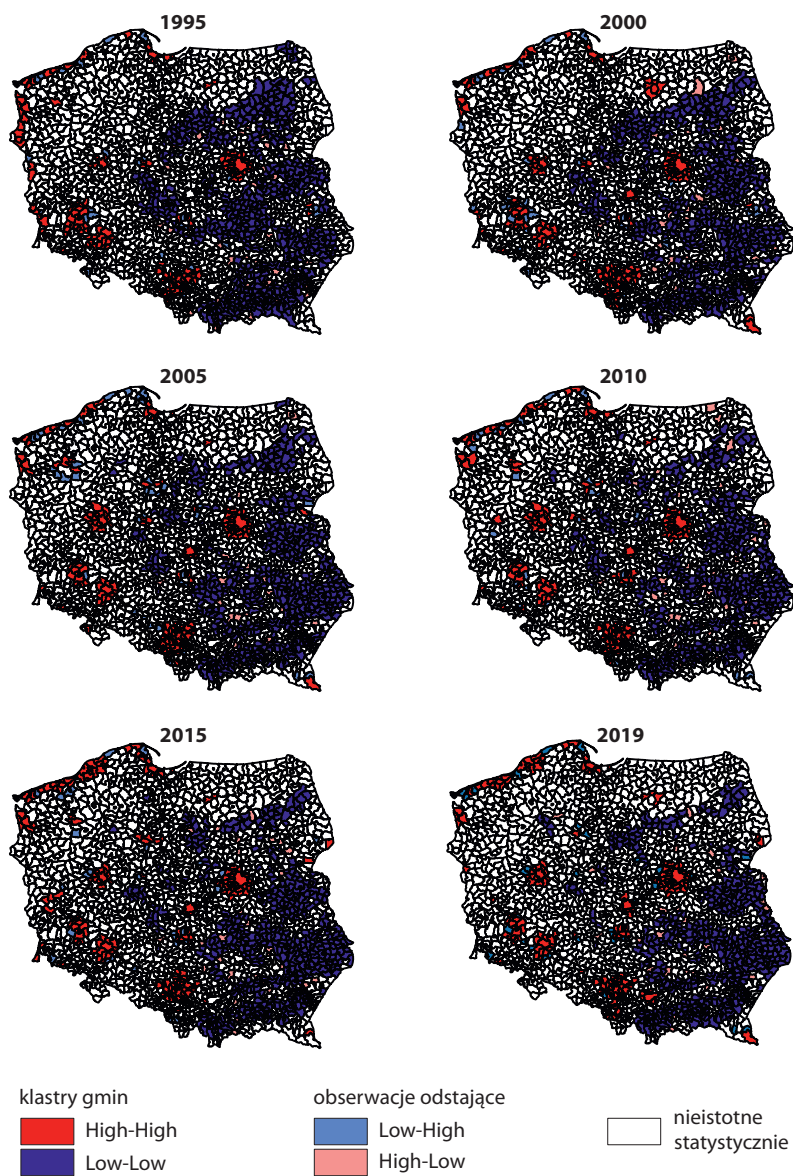


Uwaga. Oznaczenia ćwiartek odpowiadających typom gmin: HH – High-High, LL – Low-Low, HL – High-Low, LH – Low-High.

Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Mapa 2 przedstawia przestrzenne rozmieszczenie klastrów i obserwacji odstających. Analizując kolejne kartogramy, można zauważyć ogólną tendencję w kierunku większej koncentracji jednostek o wysokich dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca. W 1995 r., początkowym roku analizy, uwidaczniały się klastry wysokich wartości zlokalizowane w obrębie dużych aglomeracji miejskich: Warszawy, Wrocławia, Poznania, Gdańska, śląsko-zagłębiowskiej, Olsztyna i Szczecina oraz powiązane z miejscami eksploatacji złóż naturalnych: w LGOM, na Śląsku, w okolicach Konina i Bełchatowa, a także wzdłuż zachodniej granicy Polski. Osobny klastery stanowiły gminy nadmorskie. Klastry gmin o niskich dochodach własnych na mieszkańca występowały we wschodniej i w południowo-wschodniej części kraju.

Mapa 2. Rozkład przestrzenny klastrów i obserwacji odstających dochodów własnych gmin na mieszkańca



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

W kolejnych latach zaobserwowano występowanie trzech procesów:

- powiększania się klastrów HH zlokalizowanych wokół wymienionych wyżej aglomeracji miejskich i pojawianie się nowych klastrów w okolicach Łodzi oraz miejskich zespołów bydgosko-toruńskiego, zielonogórsko-żagańskiego i okresowo krakowskiego;
- zmniejszania się lub zaniku klastrów skoncentrowanych w miejscach eksploatacji surowców w okolicach Konina i Turoszowa;
- zaniku klastrów przygranicznego oraz olsztyńskiego.

Niemniej jednak w całym analizowanym okresie utrzymywał się podział na Polskę zachodnią i Polskę wschodnią pod względem dochodów własnych gmin na mieszkańca (granice obszarów oznaczonych kolorem niebieskim zmieniały się tylko nieznacznie).

W przypadku gmin o niskim poziomie dochodów własnych na mieszkańca można wskazać na dwa procesy:

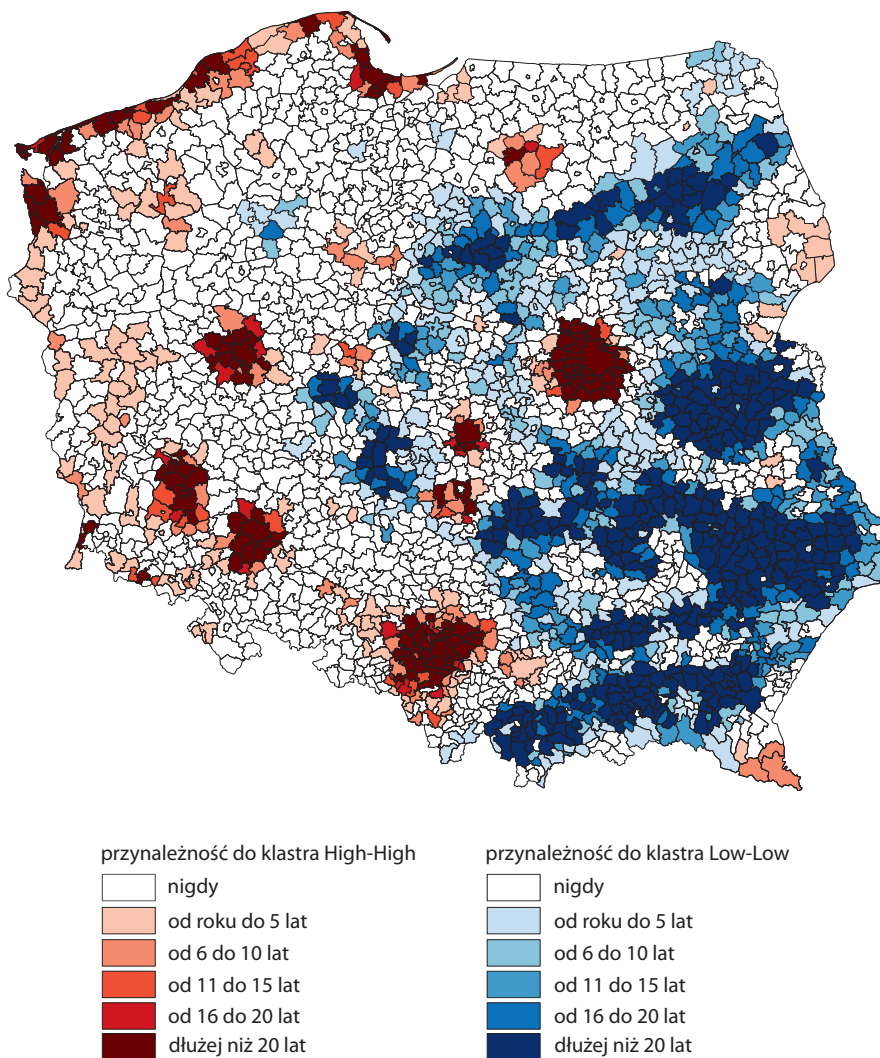
- rozpraszania się klastrów LL w latach 1995–2019;
- nieznacznej ekspansji w kierunku zachodnim wraz z narastającą polaryzacją przestrzenną dochodów własnych.

Charakterystyczną cechą obszarów o niskich dochodach własnych we wschodniej Polsce jest to, że ulegają one rozerwaniu w pasach głównych ciągów transportowych biegnących z Warszawy. Wyraźnie widoczne są korytarze transportowe w kierunku Lublina i Białegostoku, a w niektórych latach (1995 i 2005) – także do Brześcia. W południowej części kraju widoczny jest korytarz biegnący ze Śląska przez Kraków w kierunku granicy ukraińskiej. Uzyskane wyniki są zgodne z wnioskami z badań prowadzonych wcześniej (podobne klastry dla Polski w 2016 r. wyróżniła Bał-Domańska [2018], a dla gmin woj. wielkopolskiego – Głowicka-Wołoszyn [2016]).

Rozmieszczenie gmin odróżniających się od sąsiadów pod względem dochodów własnych ma charakterystyczny układ przestrzenny. Takie jednostki są oznaczone na mapie 2 jako obserwacje odstające. Układ ten przypomina – ale na zasadzie kontrastu – rozmieszczenie klastrów wysokich i niskich dochodów gmin na mieszkańca. Stąd też gminy typu HL, o wysokich dochodach własnych na mieszkańca, są położone głównie we wschodniej części Polski, gdzie przeważają klastry LL natomiast gminy typu LH, o niskim poziomie tego wskaźnika, występują na zachodzie Polski, gdzie dominują klastry HH. Szczególnie dużo obserwacji odstających odnotowano w latach 2000–2010. W przypadku wschodniej części kraju były to z reguły ośrodki wojewódzkie lub gminy leżące na obszarach eksploatacji surowców naturalnych.

3.3. Stabilność klastrów przestrzennych gmin

Mapa 3. Stabilność klastrów wysokich i niskich dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Mapa 3 prezentuje stabilność klastrów gmin o wysokich albo niskich dochodach własnych na mieszkańca w analizowanym okresie. Najbardziej stabilne były obszary klastrów HH, czyli gmin o wysokich dochodach własnych, składające się z gmin położonych w aglomeracjach miejskich Warszawy, Poznania, Wrocławia, Trójmia-

sta, Szczecina oraz śląsko-zagłębiowskiej. Stabilna była również centralna część klastra LGOM. Na przykład wiele gmin zachodniego pierścienia aglomeracji poznańskiej i warszawskiej należało do klastrów HH dłużej niż 20 lat. Wraz z oddaleniem od centrów skracał się okres przynależności jednostek do tych klastrów. Interesujący jest przypadek klastra nadmorskiego, którego gminy tworzyły w niektórych latach (2015 i 2019) zwarty obszar, a w innych rozpadały się na kilka podgrup z centrami w okolicach Kołobrzegu i Darłowa. Analiza mapy 3 pozwala też wyróżnić klastry cykliczne⁴, jak np. klaster bieszczadzki. Istniał on w latach 2000–2005, a następnie zniknął i ponownie pojawił się w latach 2015–2019.

Do klastrów krótkotrwałych zalicza się takie skupienia przestrzenne, które występują nie dłużej niż 10 lat. Można do nich zaliczyć gminy przy granicy z Niemcami, które ostatecznie przestały tworzyć obszar o istotnych wysokich dochodach własnych na mieszkańca na początku pierwszej dekady XXI w. Krótkotrwały charakter miały też klastry powstałe w obrębie aglomeracji bydgosko-toruńskiej oraz olsztyńskiej. Interesujący jest przypadek Krakowa, który jako jedyny z dużych miast nie wykształcił wokół siebie długotrwałego klastra gmin o wysokich dochodach własnych na mieszkańca.

Obszary o dużej koncentracji gmin mających niskie dochody własne na mieszkańca również wykazywały się znaczną stabilnością. Centra tych obszarów obejmują znaczną część województw małopolskiego i podkarpackiego, tworząc zwarty pas w południowej Polsce. Również znaczna część województw lubelskiego i świętokrzyskiego stanowi obszar, gdzie wiele gmin należy do klastra LL dłużej niż 20 lat. W latach 2015–2019 klastry niskich wartości znacznie rozszerzyły swój zasięg w kierunku zachodnim.

Stabilność klastrów jest bezpośrednio powiązana ze wskazanymi wcześniej czynnikami wpływającymi na wielkość dochodów własnych. Wahania poziomu globalnej zależności przestrzennej powodowały zmiany lokalnej autokorelacji, co sprzyjało procesowi aglomeracji-deglomeracji dochodów własnych i różnicowało znaczenie czynnika bliskości dużego miasta w badanym okresie. Dlatego im dalej od centrum dużej jednostki osadniczej, tym mniejsza jest stabilność klastra HH skoncentrowanego wokół niej.

W przypadku klastrów położonych na obszarach eksploatacji złóż rudy miedzi oraz węgla brunatnego stabilność zależała bezpośrednio od koniunktury na rynku kopalin. W szczególności klaster zlokalizowany na obszarze LGOM składał się w przeważającej części z jednostek, które przynależały do niego przez co najmniej 11 lat. Malejące znaczenie czynnika surowcowego skutkowało zanikiem klastra w obrębie Zagłębia Ko-

⁴ Klastry cykliczne są rozumiane jako skupienia gmin typu HH lub LL pojawiające się w okresach kilku- lub kilkunastoletnich i charakteryzujące się krótką trwałością, z reguły nieprzekraczającą pięciu lat.

nińskiego. Podobnie, malejące znaczenie położenia przy granicy państwa i związane z tym obniżenie rozmiarów handlu lokalnego wpływającego na poziom dochodów z opłat targowych spowodowało zanik klastra HH przy granicy z Niemcami. Z kolei rozwój ruchu turystycznego w Polsce wraz z oddziaływaniem czynnika atrakcyjności przyczyniły się do wzrostu zasięgu klastra gmin nadmorskich. Czynniki te nie miały wpływu na dochody własne gmin rolniczych centralnej, wschodniej i południowej Polski, stąd rozległy zasięg klastrów LL na tych obszarach.

3.4. Nierówności dochodowe i dynamika PKB a proces polaryzacji przestrzennej gmin

Zróżnicowanie rozkładu dochodów własnych gmin przypadających na mieszkańca ilustrują zmiany wartości współczynnika Giniego przedstawione na wyk. 2 (s. 13). W analizowanym okresie wartości te wynosiły od 0,24 do 0,30. Można więc stwierdzić, że dochody własne gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 charakteryzowały się przeciętnym zróżnicowaniem i że zróżnicowanie to, mimo pewnych wahań, nie zmieniał się istotnie.

W przebiegu zmian współczynnika Giniego można wyróżnić dwa podokresy, prawie równe co do długości: wzrostu w latach 1995–2007 oraz spadku w latach 2008–2019. Wzrost wartości współczynnika Giniego można wyjaśnić decentralizacją, która do 2007 r. zwiększała nierówności w poziomie dochodów własnych gmin, a następnie zaczęła oddziaływać w przeciwnym kierunku. Podobne spadki wartości współczynnika Giniego dla dochodów własnych gmin wiejskich od 2011 r. zaobserwował Czempas (2017), a wcześniej zauważyli je Stanny i Strzelczyk (2015). Wpisuje się to w ogólniejsze wyniki uzyskane przez Rodrígueza-Pose i Ezcurrę (2010), którzy pokazali, że z jednej strony decentralizacja fiskalna zwiększa nierówności regionalne w krajach słabiej rozwiniętych, a z drugiej – po osiągnięciu przez kraj pewnego poziomu rozwoju sprzyja zmniejszaniu się tych nierówności.

Wyniki uzyskane na podstawie analizy wartości współczynników Morana i Giniego pozwalają sformułować wniosek, że mimo niewielkich zmian w zróżnicowaniu dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 następowała ich polaryzacja przestrzenna. Współczynnik korelacji Pearsona dla współczynników Giniego i Morana przyjął wartość ujemną: $-0,25$ ($p = 0,23$, $n = 25$) i nie był istotny statystycznie.

Ostatnim elementem prezentowanym na wyk. 2 jest dynamika PKB. Analiza zmian tego wskaźnika pozwala założyć istnienie współzależności pomiędzy tempem wzrostu PKB a zmianami wartości współczynnika autokorelacji przestrzennej Morana, tj. polaryzacją przestrzenną. Niektóre prace (Markowska, 2019; Pypec, 2012) potwierdzają występowanie pozytywnego związku dynamiki wzrostu PKB z dyna-

miką wzrostu dochodów własnych gmin. W warunkach ożywienia gospodarczego dynamika wzrostu dochodów własnych gmin przewyższa dynamikę PKB, a w czasie spowolnienia jest niższa. Wskazuje się przy tym na wygładzający wpływ subwencji na dynamikę dochodów własnych gmin. Przebieg krzywych na wyk. 2 wskazuje, że taki związek może istnieć, szczególnie w latach 2001–2019, ponieważ wzrostom lub spadkom autokorelacji przestrzennej towarzyszą podobne zachowania tempa wzrostu PKB. Współczynnik korelacji wyliczony dla tempa wzrostu PKB oraz współczynnika Morana uzyskał jednak wartość zaledwie 0,038 ($p = 0,86$, $n = 25$) i był nieistotny statystycznie, co podważa prawdziwość poczynionego wyżej przypuszczenia.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie umożliwiło identyfikację zmian w zróżnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych w przeliczeniu na mieszkańca w latach 1995–2019 oraz ustalenie czynników powodujących to zróżnicowanie. Stwierdzono, że w analizowanym okresie następował systematyczny wzrost dochodów własnych gmin oraz narastała rozpiętość pomiędzy wartościami największymi i najmniejszymi. Jednocześnie potwierdzono występowanie umacniającego się zjawiska zależności przestrzennej dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca. Wskazuje to na wzrost koncentracji przestrzennej prowadzącej do polaryzacji rozmieszczenia gmin o podobnej wartości tego wskaźnika.

Ustalono rozkład przestrzenny gmin o wysokich i niskich dochodach własnych na mieszkańca oraz czynniki powodujące zróżnicowanie dochodów własnych gmin i miast na prawach powiatów. Wyniki badania wskazały na koncentrację jednostek o wysokich dochodach w obrębie największych aglomeracji miejskich (z wyjątkiem Krakowa), w miejscach eksploatacji złóż naturalnych, w pasie nadmorskim, a także – okresowo – wzdłuż zachodniej granicy Polski. Klastry o niskich wartościach dochodów własnych występowały we wschodniej oraz w południowo-wschodniej Polsce.

W wyniku przeprowadzonego badania stwierdzono, że w gminach zlokalizowanych wokół dużych aglomeracji miejskich następuje wyraźne powiększanie się klastrów gmin o wysokim poziomie dochodów własnych; w badanym okresie klastry te były jednocześnie najbardziej stabilne. Dla klastrów gmin o niskim poziomie dochodów własnych położonych we wschodniej Polsce charakterystyczny jest proces ich rozrywania się w pasach głównych ciągów komunikacyjnych biegnących z Warszawy. Najbardziej stabilne klastry takich gmin występowały w województwach małopolskim i podkarpackim. Stabilność klastrów – w szczególności gmin o wysokim

poziomie dochodów własnych – wynikała bezpośrednio ze zmian w oddziaływaniu czynników wpływających na wzrost tych dochodów.

Po 2010 r. nasilił się proces polaryzacji przestrzennej gmin pod względem dochodów własnych na mieszkańca, mimo że poziom ich nierówności mierzony współczynnikiem Giniego również obniża się od tego roku.

Z kolei porównanie dynamiki PKB ze zmianami współczynnika autokorelacji przestrzennej Morana nie pozwala na potwierdzenie przypuszczenia o występowaniu istotnego statystycznie wpływu koniunktury gospodarczej na polaryzację przestrzenną gmin pod względem badanego wskaźnika.

W ramach omawianego badania zaobserwowano zwiększanie się polaryzacji przestrzennej gmin pod względem dochodów własnych na mieszkańca, szczególnie po 2010 r., przy jednoczesnym zmniejszaniu się ich zróżnicowania. Ponadto wykazano, że polaryzacja przestrzenna w latach 1995–2019 nie była stymulowana zmianami koniunktury gospodarczej. Konieczne są jednak dalsze badania w celu określenia czynników wpływających na polaryzację i zróżnicowanie dochodów własnych gmin w Polsce, przede wszystkim z wykorzystaniem modeli ekonometrii przestrzennej lub, wraz z wydłużaniem serii danych, modelowania czasowo-przestrzennego. Interesującym kierunkiem badań może być również długookresowy związek pomiędzy tempem wzrostu PKB a tendencjami do polaryzacji rozkładu przestrzennego gmin o wysokich lub niskich dochodach własnych na mieszkańca.

Bibliografia

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. <https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1>.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- Bal-Domańska, B. (2018). Klasyfikacja gmin według wysokości i struktury dochodów budżetów. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (517), 9–18. <https://doi.org/10.15611/pn.2018.517.01>.
- Brezdeń, P., Spallek, W. (2012). Kondycja finansowa samorządu terytorialnego w Polsce jako czynnik stymulujący innowacyjność gospodarki. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, 19, 183–197. <https://prace-kgp.up.krakow.pl/article/view/76/21>.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Czempas, J. (2017). Dysproporcje w dochodach gmin wiejskich w Polsce w latach 2002–2015. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (485), 59–68. <https://doi.org/10.15611/pn.2017.485.05>.

- Duś, E. (2010). Przestrzenne zróżnicowanie dochodów własnych w budżetach gmin województwa śląskiego. *Acta Geographica Silesiana*, 7, 17–22. https://www.ags.wnoz.us.edu.pl/download/wydawnictwa/ags/ags_7.pdf.
- Głowicka-Wołoszyn, R. (2016). Identyfikacja efektów przestrzennych w ocenie kondycji finansowej gmin województwa wielkopolskiego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (432), 42–53. <https://doi.org/10.15611/pn.2016.432.04>.
- Heller, J. (2008). Dochody budżetowe samorządów gmin wiejskich w ujęciu regionalnym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnych i Agrobiznesu*, 10(2), 74–79.
- Jarosński, K. (2013). Charakterystyka dochodów własnych budżetów gmin w Polsce w ujęciu przestrzennym w latach 2004–2011. *Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego Studia i Prace*, (3), 27–51. <https://ssl-kolegia.sgh.waw.pl/pl/KES/czasopisma/kwartalnik/Documents/kjarosinski15.pdf>.
- Kachniarz, M. (2011). Bogactwo gmin – efekt gospodarności czy renty geograficznej?. *Ekonomia / Economics*, (5), 81–94. <https://www.dbc.wroc.pl/dlibra/publication/28805/edition/25999>.
- Kornberger-Sokołowska, E. (2001). *Decentralizacja finansów publicznych a samodzielność finansowa jednostek samorządu terytorialnego*. Warszawa: Liber.
- Kossowski, T., Motek, P. (2009). Spatial modelling of the local public finance in Poland. *Studia Regionalia*, 24, 152–167.
- Kotlińska, J. (2009). Dochody własne jednostek samorządu terytorialnego w Polsce. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 71(3), 143–161.
- Kozera, A., Głowicka-Wołoszyn, R., Wysocki, F. (2016). Samodzielność finansowa gmin wiejskich w woj. wielkopolskim. *Wiadomości Statystyczne*, 61(2), 73–87. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0916>.
- Liu, Y., Martinez-Vazquez, J., Wu, A. M. (2017). Fiscal decentralization, equalization, and intra-provincial inequality in China. *International Tax and Public Finance*, 24(2), 248–281. <https://doi.org/10.1007/s10797-016-9416-1>.
- Łukomska-Szarek, J. (2016). Analiza pionowa i pozioma dochodów własnych oraz poziomu samofinansowania samorządów lokalnych w Polsce. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (4), 769–780. <https://doi.org/10.18276/frfu.2016.4.82/1-64>.
- Markowska, E. (2019). *Cykl koniunkturalny jako determinanta dochodów gmin* [niepublikowana rozprawa doktorska]. Uniwersytet Technologiczno-Humanistyczny im. Kazimierza Pułaskiego w Radomiu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Prawnych.
- Martinez-Vazquez, J., Lago-Peñas, S., Sacchi, A. (2017). The impact of fiscal decentralization: a survey. *Journal of Economic Surveys*, 31(4), 1095–1129. <https://doi.org/10.1111/joes.12182>.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1–2), 17–23. <https://doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.17>.
- Motek, P. (2018). Nierówności dochodowe gmin województwa wielkopolskiego w latach 2004–2017. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, (44), 9–18. <https://pressto.amu.edu.pl/index.php/rpr/article/view/19323/19100>.
- Oulasvirta, L., Turala, M. (2009). Financial autonomy and consistency of central government policy towards local governments. *International Review of Administrative Sciences*, 75(2), 311–332. <https://doi.org/10.1177/0020852309104178>.

- Owsiak, S. (2005). *Finanse publiczne: teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Poniatowicz, M. (2015). Determinanty autonomii dochodowej samorządu terytorialnego w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (404), 245–264. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.404.17>.
- Prud'homme, R. (1995). The dangers of decentralization. *World Bank Research Observer*, 10(2), 201–220. <https://doi.org/10.1093/wbro/10.2.201>.
- Pypeć, M. (2012). Wzrost gospodarczy jako determinanta dochodów jednostek samorządu terytorialnego. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, Section H Oeconomia*, 46(3), 143–153.
- Rodríguez-Pose, A., Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography*, 10(5), 619–644. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbp049>.
- Rodríguez-Pose, A., Sandall, R. (2008). From identity to the economy: analysing the evolution of the decentralisation discourse. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 26(1), 54–72. <https://doi.org/10.1068/cav2>.
- Rondinelli, D. A. (1981). Government Decentralization in Comparative Perspective: Theory and Practice in Developing Countries. *International Review of Administrative Sciences*, 47(2), 133–145. <https://doi.org/10.1177/002085238004700205>.
- Ruśkowski, E. (2001). *Finanse lokalne (zarys wykładu)*. Siedlce: Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania.
- Smoke, P. (2015). Rethinking decentralization: assessing challenges to a popular public sector reform. *Public Administration and Development*, 35(2), 97–112. <https://doi.org/10.1002/pad.1703>.
- Stanny, M., Strzelczyk, W. (2015). Zróżnicowanie przestrzenne sytuacji dochodowej gmin a rozwój społeczno-gospodarczy obszarów wiejskich w Polsce. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17(4), 301–307. <https://rnseria.com/resources/html/article/details?id=177552>.
- Swianiewicz, P. (2002). Podatki lokalne w systemie finansowania zadań samorządowych – zagadnienia teoretyczne i praktyka rozwiązań w Polsce oraz krajach europejskich. *Samorząd Terytorialny*, (12), 3–17.
- Swianiewicz, P. (2011). *Finanse samorządowe: koncepcje, realizacja, polityki lokalne*. Warszawa: Municipium.
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(sup1), 234–240.
- Turała, M. (2011). Mechanizm równoważenia dochodów jednostek samorządu terytorialnego a kohezja terytorialna i autonomia finansowa samorządów. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, (48), 259–271.
- Turała, M. (2015). Equalization of Territorial Units' Incomes – a Case Study of Poland. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (394), 187–195. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.394.20>.
- Ustawa z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego (t.j. Dz.U. 2021 poz. 38).

Principal components of innovation performance in European Union countries

Agnieszka Kleszcz^a

Abstract. Innovation is one of the main determinants of economic development. Innovative activity is very complex, thus difficult to measure. The complexity of the phenomenon poses a great challenge for researchers to understand its determinants. The article focuses on the problem of innovation-related geographical disparities among European Union countries. Moreover, it analyses the principal components of innovation determined on the basis of the European Innovation Scoreboard (EIS) dimensions. The aim of the paper is to identify the principal components of the innovation index which differentiate countries by analysing the structure of the correlation between its components. All calculations were based on indicators included in the EIS 2020 Database, containing data from the years 2012–2019. A comparative analysis of the studied countries' innovation performance was carried out, based on the principal component analysis (PCA) method, with the purpose of finding the uncorrelated principal components of innovation which differentiate the studied countries.

The results were achieved by reducing a 10-dimensional data set to a 2-dimensional one, for a simpler interpretation. The first principal component (PC1) consisted of the human resources, attractive research systems, and finance and support dimensions (understood as academia and finance). The second principal component (PC2), involving the employment impacts and linkages dimensions, was interpreted as business-related. PC1 and PC2 jointly explained 68% of the observed variance, and similar results were obtained for the 27 detailed indicators outlined in the EIS. We can therefore assume that we have an accurate representation of the information contained in the EIS data, which allows for an alternative assessment and ranking of innovation performance. The proposed simplified index, described in a 2-dimensional space, based on PC1 and PC2, makes it possible to group countries in a new way, according to their level of innovation, which offers a wide range of application, e.g. PC1 captures geographic disparities in innovation corresponding to the division between the old and new EU member states.

Keywords: innovation, European Innovation Scoreboard, EIS, principal component analysis, PCA

JEL: O30, C10, O52

Główne składowe innowacyjności w krajach Unii Europejskiej

Streszczenie. Innowacyjność należy do głównych wyznaczników rozwoju gospodarczego. Działalność innowacyjna jest bardzo złożona, a przez to trudna do zmierzenia. Dużym wyzwaniem dla badaczy jest także poznanie uwarunkowań tego zjawiska. W artykule skupiono się na problemie zróżnicowania terytorialnego innowacyjności wśród krajów Unii Europejskiej, a także

^a Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach, Wydział Nauk Ścisłych i Przyrodniczych, Instytut Geografii i Nauk o Środowisku, Polska / Jan Kochanowski University of Kielce, Faculty of Natural Sciences, Institute of Geography and Environmental Sciences, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0450-5247>.
E-mail: agakleszcz87@gmail.com.

na analizie głównych składowych innowacyjności wyznaczonych przy wykorzystaniu wskaźników uwzględnianych w Europejskim Rankingu Innowacyjności (European Innovation Scoreboard – EIS). Celem badania omawianego w artykule jest identyfikacja głównych składowych innowacyjności różnicujących kraje na podstawie analizy struktury korelacji. Obliczenia oparto na wskaźnikach zawartych w bazie EIS 2020, obejmujących 2012–2019. Przeprowadzono analizę porównawczą krajów pod kątem wydajności innowacyjnej przy użyciu metody analizy głównych składowych (PCA), aby znaleźć nieskorelowane główne składowe innowacji różnicujące kraje.

Wyniki uzyskano dzięki zredukowaniu 10-wymiarowego zestawu danych do zestawu 2-wymiarowego, łatwiejszego do interpretacji. Pozwoliło to wyróżnić pierwszą główną składową (PC1) zawierającą zasoby ludzkie, atrakcyjne systemy badawcze, finanse i wsparcie rozumiane jako środowisko akademickie i finanse. Druga główna składowa (PC2), obejmująca wpływ na zatrudnienie i sieć powiązań, jest interpretowana jako związana z biznesem. Składowe PC1 i PC2 wyjaśniły łącznie 68% wariancji; podobne wyniki uzyskano dla zestawu 27 szczegółowych wskaźników uwzględnianych w EIS. Można zatem uznać, że daje to dokładną reprezentację danych EIS, która zapewnia alternatywną ocenę i ranking wyników w zakresie innowacji. Zaproponowany uproszczony indeks innowacyjności, opisany w przestrzeni dwuwymiarowej, opierający się na PC1 i PC2, umożliwia nowy sposób grupowania krajów i może mieć szerokie zastosowanie, np. PC1 przedstawia geograficzne zróżnicowanie innowacji odpowiadające podziałowi na kraje członkowskie starej i nowej Unii.

Słowa kluczowe: innowacje, Europejski Ranking Innowacyjności, EIS, analiza głównych składowych, PCA

1. Introduction

In the literature, innovation is presented as the most important factor in achieving economic and employment growth and one of the main determinants of economic development in modern societies (Lee & Lee, 2020; Szopik-Depczyńska et al., 2018). According to the modern economic theory, innovation plays a significant role in the field of economic geography and regional science in terms of interpreting the organisation of economic activity in space and the growth and stagnation of regions over time (e.g. Acs, 2002; Makkonen & van der Have, 2013). It is worth noting here that the terms economic growth and economic development cannot be used interchangeably. Economic development describes all the changes in humanity's economic, social, and natural environments, making it a wider concept than economic growth, which refers solely to increases in material output *per capita* (Van den Berg, 2016).

One of the most important initiatives defined by the EU in its Europe 2020 Strategy was to create an innovation-friendly environment supporting the generation, emergence and diffusion of innovations (Zabala-Iturriagoitia et al., 2020). Supporting innovation is also one of the 17 Sustainable Development Goals of the 2030 Agenda for Sustainable Development (Goal 9. Build resilient infrastructure, promote inclusive and sustainable industrialization, and foster innovation).

Within the modern globalised economy, innovation is considered the key driver of a country's productivity growth, competitiveness, and economic development

(Kontolaimou et al., 2016). According to the Organisation for Economic Co-operation and Development (2005, p. 46), 'An innovation is the implementation of a new or significantly improved product (good or service), or process, a new marketing method, or a new organisational method in business practices, workplace organisation or external relations'. Generally, innovation is understood as the invention of new products, the development of processes or services, and is perceived from the perspective of commercial activity (Dziallas & Blind, 2019).

It should also be mentioned that extensive research is conducted on the role of smart specialisation and on smart specialisation policies supporting the sustainable development policy in the face of new global challenges. The European Commission (EC) emphasises that the identification of smart specialisations will be crucial for achieving the smart growth priority outlined in the Europe 2020 Strategy, i.e. the development of a knowledge-based economy including innovations. Malik et al. (2020) identify the innovative industries being the potential drivers of regional development. Moreover, taking into account the fact that small and medium enterprises form the largest group of enterprises in the EU, there is a need to provide instruments such as processes which would allow the realisation of a sustainable development model. Economic growth based on the sustainable development concept aims to gradually bridge the gap between emerging and developed economies (Malik & Jasińska-Biliczak, 2018).

The complicated character of innovation has led to the development of a variety of measurement approaches and methodologies presented in the theory of innovation and applied in practice. However, no single universal method has yet been agreed upon, although numerous approaches are used (Kowalski, 2020). No consensus as to which indicator should be used to measure innovation has been reached either, although extensive discussions have been held in this respect. In consequence, several innovation indicators are used in the literature to measure and evaluate countries' innovative performance at a regional and national level. Makkonen and van der Have (2013) used the regional Finnish Innovations database – SFINNO. Another work presents a more in-depth innovation research on Swedish regions based on 44 collected variables (Holgersson & Kekezi, 2018).

An example of a national index is the composite Global Innovation Index (GII), published by Cornell University, INSEAD, and the World Intellectual Property Organization in partnership with other organisations and institutions measuring economies' innovation performance. Each year the GII presents a thematic component which tracks global innovation. It encompasses 81 different indicators for 143 countries, using different sub-indexes to aggregate them (Dutta et al., 2018).

Another popular indicator for measuring innovation at the country level is the annually published European Innovation Scoreboard (EIS) report, within which the Summary Innovation Index (SII) is developed (EC, 2019b).

The significance of innovation is also evidenced in the publication trends of research papers from the fields of management and business, economics, and geography. In the literature, innovation indexes are presented and analysed in various forms and may, e.g. focus on changes over time (e.g. Kowalski, 2020) or include research on the causal relationship between innovation, financial development, and economic growth (e.g. Mtar & Belazreg, 2020). Stojanovska and Madzova (2018) presented the differences in the efficiency of innovation performance between two groups of countries: EU candidate countries, including Macedonia, Serbia, and Turkey and the average level of innovation performance observed among the EU-28 countries in the years 2010–2017 using 12 EIS indicators. The issue of the multidimensionality of innovation has also been analysed by e.g. Holgersson and Kekezi (2018), who pointed out that the economic space of innovation generated by a large number of unrelated and independent, yet relevant economic factors seems somewhat unreasonable. Rather, one may expect the existence of only a few factors determining most of the unique variation in variables of innovation. Edquist et al. (2018) asserted that the SII does not constitute a meaningful measure of innovation performance and that this indicator is not useful from the point of view of innovation-related policy design. Bielińska-Dusza and Hamerska (2021) analysed the determinants affecting the level of the SII through stepwise regression, proving that reducing the number of indicators used within the EIS ranking procedure from 27 to 22 is in fact possible.

Researchers are still facing the issue of how to quantify and measure innovation due to its complex nature. Despite the existence of numerous studies addressing this matter, further research into the phenomenon and its complex character is crucial. The aim of this paper is to identify the principal components of the innovation index which differentiate the countries by analysing the structure of the correlation between its components. The research hypothesis asserts that some of the information resulting from the EIS indicators and dimensions is redundant due to the correlations between the variables; on the other hand, the current aggregation of the dimensions into one general index (the SII) fails to include some important features differentiating countries. Components of innovation, however, can be aggregated without losing much information about these features.

2. Methodology

The presented research examines the EU-28 countries' 2019 innovation scoreboard obtained from the EIS database. Ten dimensions of the EIS were taken into account, which aggregate the performance of a wide range of different indicators to measure the countries' innovation level. A common method for assessing a country's innovation level is to use aggregated indexes consisting of multiple indicators, e.g.

the SII, using the arithmetic mean as the aggregating function, in which all the indicators are given the same weight. This paper proposes the application of principal component analysis (PCA) to calculate a more meaningful representation of the innovation performance data, by reducing the 10-dimensional dataset into a low-dimensional one which differentiates countries to the greatest possible extent.

Thanks to this simpler representation, the EIS principal components may be assigned interpretations. Finally, the paper presents the assessments of the new EU countries based on the uncorrelated principal components data. The obtained results clearly demonstrate the existence of geographical disparities in innovation and provide more precise information on what determines the tendency to innovate.

All calculations and visualisations were performed with the use of the R software. The PCA calculations involved the application of the *prcomp* function.

2.1. European Innovation Scoreboard

The EIS is frequently used in the literature for ranking and assessing the level of innovation in European countries (e.g. Kowalski, 2020; Onea, 2020; Stojanovska & Madzova, 2018). The annual EIS provides a comparative assessment of the research and innovation performance of the EU member states and selected non-EU countries.

The overall performance of each country's innovation system has been summarised in a composite index – the SII. It helps countries to determine which areas require intensified efforts for their innovation performance to boost.

The EIS measurement framework distinguishes between four main types of indicators:

- framework conditions – captures the main drivers of innovation performance outside the enterprise;
- investments – captures investments made in both the public and business sectors;
- innovation activities – captures different aspects of innovation in the business sector;
- impacts – captures the effects of firms' innovation activities.

In 2019, those four main types of indicators consisted of 10 innovation dimensions, capturing a total of 27 different indicators (Table 1). All the indicators are stimulants of innovation, and so expressed as a percentage or a dimensionless quantity; however, normalised indicators are commonly used by researchers. The indicators are grouped into 10 dimensions of similar aspects and their values are obtained by averaging appropriate indicators (EC, 2019a, 2020b, 2020c). Methodology for calculating composite scores is available in EC (2020c, p. 13). The methodology for calculating the SII consists of eight steps. Step 7 (calculating composite innovation indexes) states that for each year a composite SII is calculated

as the unweighted average of the rescaled scores for all indicators where all the indicators receive the same weight (1/27 if data are available for all the 27 indicators) (Bieleńska-Dusza & Hamerska, 2021, p. 8; EC, 2020c).

Table 1. European Innovation Scoreboard

Types of indicators	Innovation dimensions	Indicators
Framework conditions	<u>Human resources</u>	1.1.1. New doctorate graduates ^a 1.1.2. Population aged 25–34 with tertiary education ^b 1.1.3. Lifelong learning ^b
	<u>Attractive research systems</u>	1.2.1. <u>International scientific co-publications</u> ^a 1.2.2. <u>Top 10% most cited publications</u> ^b 1.2.3. Foreign doctorate students ^b
	Innovation-friendly environment	1.3.1. Broadband penetration ^a 1.3.2. Opportunity-driven entrepreneurship ^a
Investments	<u>Finance and support</u>	2.1.1. Research and development (R&D) expenditure in the public sector ^b 2.1.2. Venture capital investments ^b
	Firm investments	2.2.1. R&D expenditure in the business sector ^b 2.2.2. Non-R&D innovation expenditure ^b 2.2.3. Enterprises providing training to develop or upgrade the information and communications technology (ICT) skills of their personnel ^a
Innovation activities	<u>Innovators</u>	3.1.1. Small- and medium-sized enterprises (SMEs) with product or process innovations ^b 3.1.2. SMEs with marketing or organisational innovations ^b 3.1.3. SMEs innovating in-house ^b
	<u>Linkages</u>	3.2.1. <u>Innovative SMEs collaborating with others</u> ^b 3.2.2. <u>Public-private co-publications</u> ^a 3.2.3. <u>Private co-funding of public R&D expenditure</u> ^b
	Intellectual assets	3.3.1. Patent Cooperation Treaty (PCT) patent applications ^a 3.3.2. Trademark applications ^a 3.3.3. Design applications ^a
Impacts	<u>Employment impacts</u>	4.1.1. Employment in knowledge-intensive activities ^b 4.1.2. Employment in fast-growing firms' innovative sectors ^b
	Sales impacts	4.2.1. Medium & high-tech product exports ^b 4.2.2. Knowledge-intensive services exports ^b 4.2.3. Sales of new-to-market and new-to-firm product innovations ^b

a, b Expressed as: a – a dimensionless quantity, b – a percentage.

Note. Single underscore – the first principal component (PC1) and the newPC1, double underscore – the second principal component (PC2) and the newPC2. Details are explained in section 3. Statistical analysis of the principal components of innovation – research results.

Source: author's work based on EC (2019b, 2020c).

Despite its annual publication, there are some limitations of the EIS index highlighted in its methodology report (EC, 2019a, p. 20, 2020c, p. 22). The authors of the report stress that the results presented in different EIS reports are not fit for

comparison for the following reasons: (i) in relation to several indicators, data have been revised in external sources from which the data have been extracted, (ii) the time period covered in various reports is different, e.g. the oldest data used in the EIS 2019 no longer used in the EIS 2020, (iii) data transformations have been applied to a slightly different set of indicators.

EIS uses the following classification structure when arranging countries into particular performance groups (see Map A):

- Innovation Leaders are all countries whose relative performance in 2018 exceeded 120% of the EU average reported the same year (Sweden, Finland, Denmark, the Netherlands);
- Strong Innovators are countries whose relative performance in 2018 reached between 90% and 120% of the EU average reported the same year (Luxembourg, Belgium, the United Kingdom, Germany, Austria, Ireland, France, Estonia);
- Moderate Innovators encompasses countries whose relative performance in 2018 totalled between 50% and 90% of the EU average reported the same year (Portugal, the Czech Republic, Slovenia, Cyprus, Malta, Italy, Spain, Greece, Lithuania, Slovakia, Hungary, Latvia, Poland, Croatia);
- Modest Innovators are those countries whose relative performance in 2018 was below 50% of the EU average reported the same year (Bulgaria, Romania) (EC, 2019a).

2.2. Dataset

The research examines the 2019 innovation scoreboard relating to the EU member states. This research is based on normalised values of indicators which are therefore dimensionless numbers from the $[0,1]$ interval, obtained from the EIS 2020 Database (composite indicators and normalised scores for 27 indicators in 2019 were extracted from sheets 1.1.1 to 4.2.3) (EC, 2020a).

The dataset is comprised of data relating to all 28 EU member states in 2019. These are: Austria, Belgium, Bulgaria, Croatia, Cyprus the Czech Republic, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Malta, the Netherlands, Poland, Portugal, Romania, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden and the United Kingdom (the last report is based on 2019 data, so the United Kingdom is also included).

2.3. Principal component analysis

Often a small number of objects are described by a large number of features. When the features describe just a few aspects of an object, the information is repeated

among the features which, in result, become correlated. Dimensionality reduction involves searching for a new representation of data preserving as much information as possible (and in this case optimally minimising the number of features). The new representation has therefore a lower number of dimensions. Many techniques have been developed for this purpose, e.g. factor analysis, autoencoders (Bishop, 2006), t-Distributed Stochastic Neighborhood Embedding (t-SNE) (van der Maaten & Hinton, 2008), but PCA remains one of the oldest and most popular methods (Jolliffe & Cadima, 2016). Among its numerous applications, the most prominent one is face recognition (Turk & Pentland, 1991). In economics, PCA has been successfully used in the construction of an index system (Davidescu et al., 2015; Zihao et al., 2020).

Mathematically, PCA is a linear projection of original variables onto lower dimensions called principal components (PCs). The first PC is chosen to minimise the total distance between the data and their projection onto the PC. By minimising this distance, we also maximise the variance of the projected points.

For a p -dimensional feature vector $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_p)$, the first PC is obtained as a linear combination which maximises the variance of

$$z_1 = \phi_{11}x_1 + \phi_{21}x_2 + \dots + \phi_{p1}x_p \quad (1)$$

and is constrained so that $\sum_i \phi_{i1}^2 = 1$. Vector $\boldsymbol{\phi}_1 = (\phi_{11}, \phi_{21}, \dots, \phi_{p1})$ represents the direction of the maximum variability in the data. The subsequent PCs are selected similarly, with an additional requirement assuming that they remain uncorrelated with all the previous PCs. For example, the second PC is the one maximising the variance of

$$z_2 = \phi_{12}x_1 + \phi_{22}x_2 + \dots + \phi_{p2}x_p, \quad (2)$$

constrained so that $\sum_i \phi_{i2}^2 = 1$ and z_2 is uncorrelated with z_1 ($\boldsymbol{\phi}_1$ is orthogonal to $\boldsymbol{\phi}_2$). The direction along $\boldsymbol{\phi}_1$ has the second-highest variability in the dataset. A useful interpretation of PCA is that ρ^2 of the regression is the percent variance (of all the data) explained by the PCs.

Numerically, PCA is computed as an eigenvector decomposition of the covariance or correlation matrix ($\mathbf{R}$) for n observations: $\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1^T, \dots, \mathbf{x}_n^T]^T$ ($\boldsymbol{\phi}_k$ is the k -th eigenvector of the appropriate matrix). A more numerically stable implementation is based on the singular value decomposition (SVD) of column-centered data matrix $\mathbf{X}^* = [X_{i,j} - \bar{X}_j]$. In geometric interpretation, $\{\boldsymbol{\phi}\}$ is the new set of basis vectors in

$\mathbb{R}^p$ and PCA can be interpreted as a rotation of the coordinate system so that the basis gets the directions of the maximal variability (Gareth et al., 2013; Lever et al., 2017).

In standard PCA terminology, the elements of eigenvectors ϕ_k are commonly referred to as PC loadings, whereas the elements of linear combinations $\mathbf{X}^*\phi_k$ are called PC scores, because they are the values that each individual element would score on a given PC. Both the scores and loading are commonly visualised. In particular, a joint representation of scores and loading projected onto the first two PCs is known as a biplot (Gray, 2017; Murphy, 2021).

PCA can be applied to any data; however, it gives meaningful results only if the variables are dependent. For independent variables, all directions are equivalent and principal components are determined by the noise in data, which can be tested by Bartlett's test of sphericity. The null hypothesis of the test assumes that the variables are orthogonal, i.e. not correlated. The alternative hypothesis is that the variables are not orthogonal, i.e. they are correlated to the extent to which the correlation matrix diverges significantly from the identity matrix as measured by the test statistics:

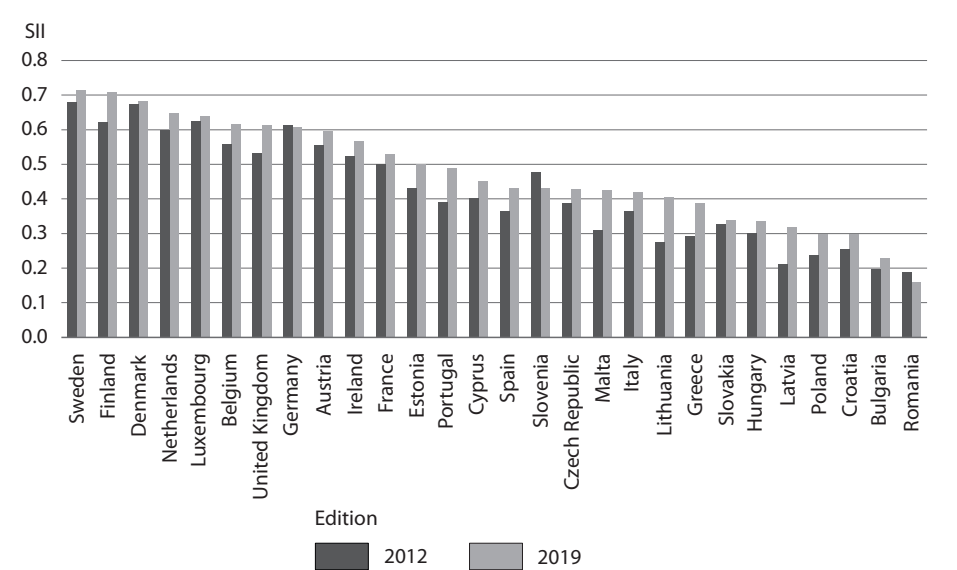
$$\chi^2 = -\left(n - 1 - \frac{2p + 5}{6} \cdot \log(|\mathbf{R}|)\right). \quad (3)$$

The PCA is able to perform a compression of the available information only if the null hypothesis is rejected. Bartlett's χ^2 is asymptotically χ^2 -distributed with $df = p(p - 1) / 2$ under the null hypothesis (Snedecor & Cochran, 1989).

3. Statistical analysis of the principal components of innovation – research results

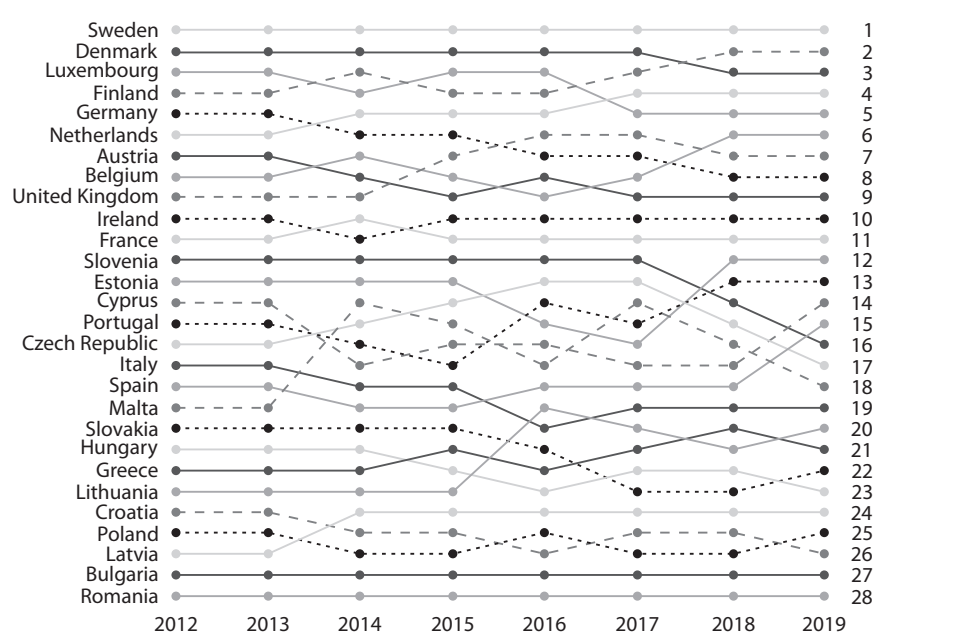
Before presenting the PCA results for the 10 dimensions of the EIS innovation index, let us begin with a brief visualisation of the dataset. Figure 1 shows an EU-28 countries ranking in 2012 and 2019. The countries are ranked in a descending order based on the 2019 SII. The results of the analysis of the 2019 edition of the SII indicate that some countries are highly developed, while others lag considerably. The countries with the highest value of the indicator in 2019 were: Sweden, Finland, Denmark, and the Netherlands, while Poland, Croatia, Bulgaria, and Romania had the lowest value. Innovation performance increased to the largest extent in Lithuania (+0.129), Malta (+0.115), Latvia (+0.107), Portugal (+0.100), Greece (+0.096), and decreased most considerably in Slovenia (−0.046), Romania (−0.027), and Germany (−0.002).

Figure 1. Performance of EU member states' innovation system according to SII



Source: author's work based on EC (2020a).

Figure 2. SII ranking within EU-28

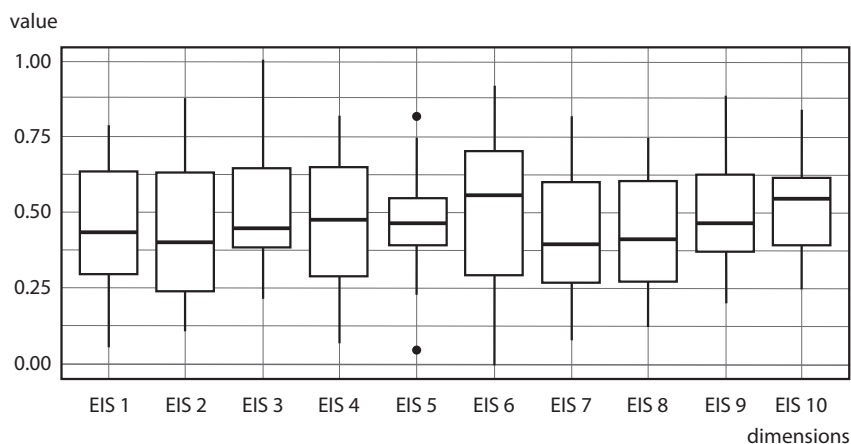


Note. The scale of the SII ranking is from 1 to 28, where 1 is the best score and 28 is the weakest score.
Source: author's work based on EC (2020a).

Since the SII cannot be compared between years, the time analysis is limited to the ranking (Figure 2). No significant changes are observed in the years 2012–2019 (the maximum movement is three positions), however, some countries improved their position: Finland (2), the Netherlands (2), Belgium (2), the United Kingdom (2), Estonia (1), Portugal (2), Spain (3), Malta (1), Lithuania (3), Greece (1), and Latvia (2).

Innovation dimensions are reported as normalised 10-dimensional vectors. The basic statistical visualisation depicted in Figure 3 (based on a box-plot) shows that the dimensions are of a similar scale. Regarding the company investment (EIS 5) dimension, an upper outlier – Germany, and lower outlier – Romania, are observed. The majority of dimensions point to disparities between countries in the form of noticeable ‘whiskers’ (especially in relation to innovation-friendly environment and innovators).

Figure 3. Innovation dimensions concerning EU-28 countries in 2019



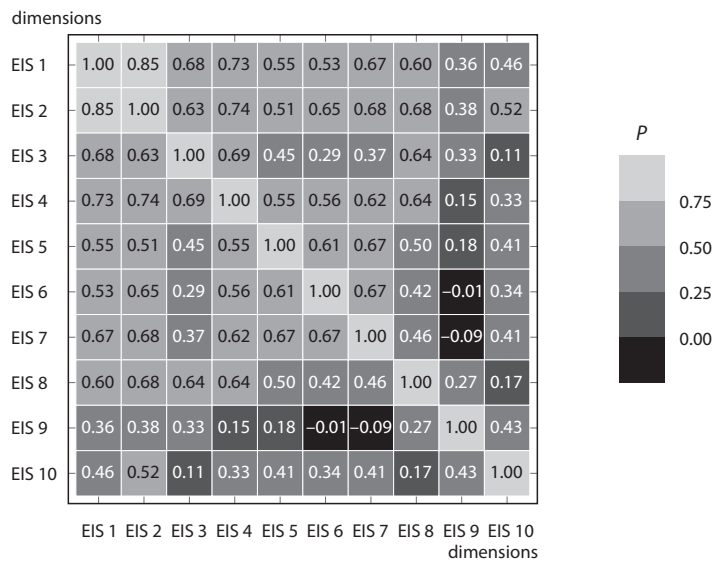
Note. EIS 1 – human resources, EIS 2 – attractive research systems, EIS 3 – innovation-friendly environment, EIS 4 – finance and support, EIS 5 – firm investments, EIS 6 – innovators, EIS 7 – linkages, EIS 8 – intellectual assets, EIS 9 – employment impacts, EIS 10 – sales impacts.

Source: author's work based on EC (2020a).

Figure 4 presents a correlation matrix, showing correlation coefficients between variables. We can observe that some dimension variables are strongly correlated with each other (e.g. EIS 1 – Human resources with EIS 2 – Attractive research systems). However, the correlation of the dimensions is mostly moderate and weak. A weak negative correlation appeared only in a few cases. The off-diagonal entries in the correlation matrix form groups of similar values, which may indicate the presence of

a common factor underlying innovation dimensions, which motivated the author to use PCA.

Figure 4. Correlations between innovation dimensions

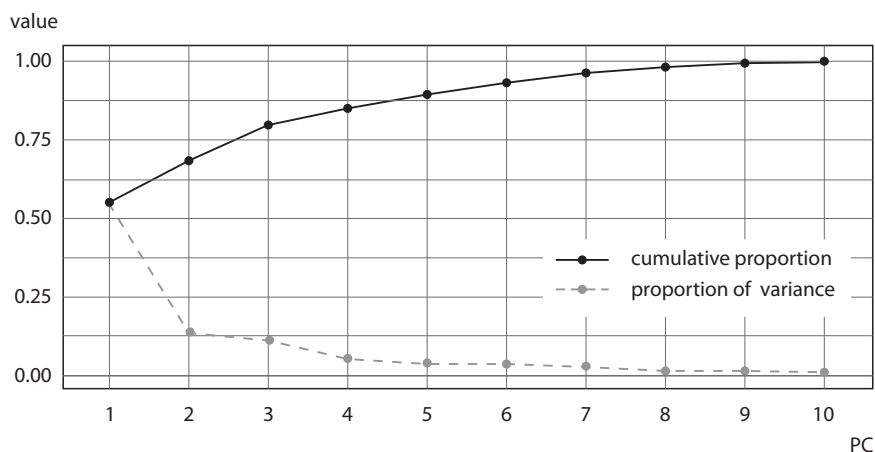


Note. As in Figure 3.
Source: author’s work based on EC (2020a).

Figure 5 presents the PCA of 10 dimensions of the EIS components. Reducing the dimensionality facilitates the identification of the patterns among the EIS components. In this particular case, we performed the correlation matrix-based PCA (scale=TRUE in R) on normalised EIS data (each variable has a mean of zero and a unit standard deviation). As expected, the principal components are a good representation of the data, with only four of them explaining over 85% of the variance (see Figure 5 presenting the scree plot).

The application of PCA is also justified by Bartlett’s test of sphericity. The test rejects the null hypothesis assuming that the EIS components are orthogonal (not correlated) at the 0.05 ($p\text{-value} = 8.592 \times 10^{-18}$) significance level. An uncorrelated representation in principal components can be obtained by a linear transformation with a rotation matrix (loadings matrix) shown in Table 2 (p. 37). The table entries are the loadings of all of the variables for each of the studied principal components. The values of those loadings (in bold) are considered the most important for our interpretation of the first two principal components (top three loadings according to the absolute value).

Figure 5. Fraction of the explained variance as a function of the number of principal components



Source: author's work based on EC (2020a).

Despite most of the variance being explained by the first four PCs, they are difficult to visualise, so we focused on the first two of them (PC1 and PC2). They are visualised in Figure 6 as a biplot, and jointly explain over 68% of the variance (PC1 – 55% and PC2 – 13.5%). The countries represented by PCA scores are scattered across the PC1–PC2 plane. The visualisation also informs about the value of the EIS dimensions, as well as of the fact of belonging to the old EU (countries which joined the EU before 2004), or to the new EU (countries which joined the EU after 2004), to facilitate the interpretation.

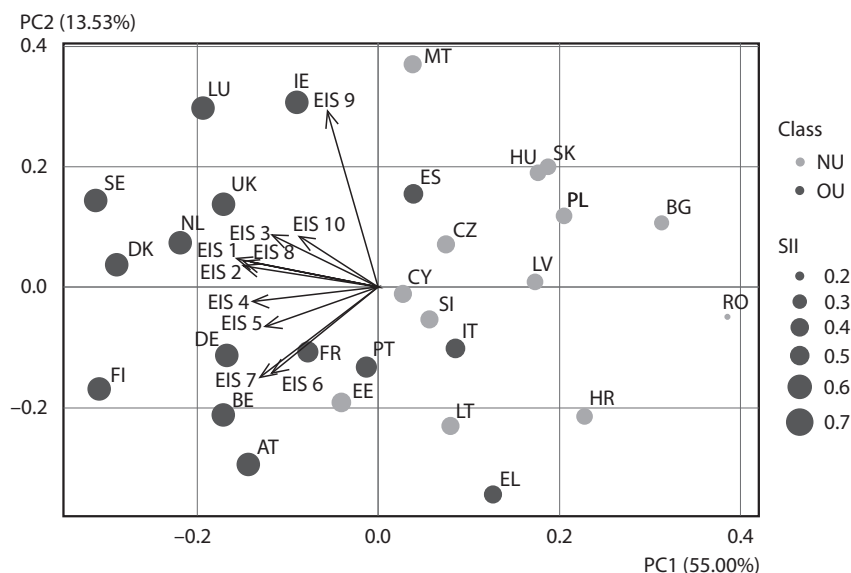
Most of the loadings, along with PC1, are influenced to the greatest extent by the following dimensions: attractive research systems, human resources, and finance and support. Attractive research systems is made of three indicators and measures the international competitiveness of the science base, by focusing on international scientific co-publications, most cited publications, and the number of foreign doctorate students. The human resources dimension consists of three indicators and measures the availability of a high-skilled and educated workforce. Human resources captures new doctorate graduates, the population aged 25–34 with completed tertiary education, and population aged 25–64 involved in education and training. Finance and support is comprised of two indicators, and measures the availability of finance for innovation projects by venture capital expenditure, and the support of governments for research and innovation activities by R&D expenditure in universities and government research organisations. Upon inspection of those components, we conclude that they are mostly related to academia, finance and high-skilled workforce. In conclusion, the interpretation of PC1 provides a measure of the condition of those areas.

Table 2. Rotation matrix: the matrix of variable loadings (columns are eigenvectors of the correlation matrix)

Innovation dimensions	Symbol	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10
Human resources	EIS 1	-0.380	0.105	-0.024	0.288	-0.171	0.167	-0.422	0.146	-0.685	-0.188
Attractive research systems	EIS 2	-0.391	0.092	0.028	0.333	0.266	0.012	-0.144	-0.119	0.156	0.773
Innovation-friendly environment	EIS 3	-0.307	0.213	-0.484	-0.031	-0.342	0.285	0.102	-0.588	0.216	-0.153
Finance and support	EIS 4	-0.362	-0.067	-0.201	0.215	-0.184	0.005	0.652	0.562	0.053	0.000
Firm investment	EIS 5	-0.317	-0.175	0.156	-0.780	-0.295	0.041	-0.003	0.053	-0.180	0.336
Innovators	EIS 6	-0.305	-0.374	0.186	-0.083	0.607	0.465	0.188	-0.163	-0.042	-0.278
Linkages	EIS 7	-0.333	-0.394	0.154	0.101	-0.228	-0.151	-0.455	0.157	0.568	-0.265
Intellectual assets	EIS 8	-0.318	0.091	-0.371	-0.220	0.414	-0.695	-0.032	-0.055	-0.102	-0.190
Employment impacts	EIS 9	-0.143	0.741	0.178	-0.246	0.192	0.239	-0.132	0.340	0.291	-0.162
Sales impacts	EIS 10	-0.226	0.217	0.687	0.160	-0.184	-0.330	0.323	-0.362	-0.069	-0.147

Source: author's work based on EC (2020a).

Figure 6. Projection of countries and dimensions onto the plane spanned by the first two principal components



Note.

PC1: academia, finance and high-skilled workforce, PC2: business.

AT – Austria, BE – Belgium, BG – Bulgaria, CY – Cyprus, CZ – the Czech Republic, DE – Germany, DK – Denmark, EE – Estonia, EL – Greece, ES – Spain, FI – Finland, FR – France, HR – Croatia, HU – Hungary, IE – Ireland, IT – Italy, LT – Lithuania, LU – Luxembourg, LV – Latvia, MT – Malta, NL – the Netherlands, PL – Poland, PT – Portugal, RO – Romania, SE – Sweden, SI – Slovenia, SK – Slovakia, UK – the United Kingdom. OU – old EU, NU – new EU.

The negative PC1 represents the countries' high EIS value (above the EU-28 average). This is just an artifact of the numerical implementation of PCA and can be inverted by multiplying the basis vector by -1 . Source: author's work based on EC (2020a).

PC2 is mostly influenced by employment impacts with an additional contribution from linkages and innovators. Employment impacts consists of two indicators measuring the employment in knowledge-intensive activities and in fast-growing firms in innovative sectors. The innovators dimension encompasses three indicators measuring the share of firms which have introduced innovations into the market or within their organisations, covering both product and process innovators, marketing and organisational innovators, and SMEs that innovate in-house. Linkages is comprised of three indicators measuring innovation capabilities by looking at collaboration efforts between innovating firms, research collaboration between the private and public sector, and the extent to which the private sector finances public R&D activities. Therefore, the interpretation of PC2 provides a measure of the condition of business-related areas.

Our claims are supported by an additional PCA of 27 indicators included in the EIS. The new principal components (referred to as newPCs to avoid ambiguity) mostly belong to the same categories as the PC1 and PC2 analysed above. Scientific publications from among the top 10% most cited publications and international

scientific co-publications (corresponding to the attractive research systems being one of the most influential components of PC1), and additionally PCT patent applications and public-private co-publications constitute the highest contribution to the newPC.

The highest contribution to the newPC2 includes private co-funding of public R&D expenditure and innovative SMEs collaborating with others (which corresponds to the linkages system being one of the most influential components of PC2). In general, newPC1 and newPC2 explain over 56% of the variance, while the first ten newPCs explain over 90%. Thus, we can conclude that the remaining 17 observations (explaining less than 10%) can be considered redundant. In cases requiring a multivariate description of innovation, the use of 10 newPCs instead of 10 EIS dimensions is recommended, as they contain the same information, yet they are uncorrelated, thus easier to interpret.

The further analysis of the biplot in Figure 6 shows that a few patterns emerge from this representation. Thirteen countries have PC1 below zero (representing the average for EU-28), in this particular orientation of the PC1 axis, and these are mostly old EU member states. The lowest values are noted in Sweden, Denmark, and Finland. The other low values are observed in the Netherlands, Luxembourg, the United Kingdom, Germany, Belgium, Austria, Ireland, France and Portugal. Only one country from the new EU appeared in those groups – Estonia. Three countries from the old EU, namely Spain, Italy, and Greece have values above the mean for EU-28. This group encompasses almost all new EU countries (except Estonia). The highest values were noted for Bulgaria and Romania.

Since the countries with the highest innovation index are located in the upper left quarter, we can notice that a negative direction in PC1 and a positive one in PC2 is the direction of increasing innovation (PCA finds only directions and not orientations). Based on this observation, we can categorise countries depending on which quarter they are located in. Each quarter covers a different group of countries; as a result, we arrange quarters in a descending order 3–0, where 3 is the strongest and 0 is the weakest group (see Map B). The upper left-hand quarter (PC1 below 0 and PC2 above 0) on the biplot is the highest and the bottom right-hand quarter (PC1 above 0 and PC2 below 0) is the lowest. The bottom left-hand quarter (PC1 below 0 and PC2 below 0) ranks 2, while the upper right-hand quarter (PC1 above 0 and PC2 above 0) ranks 1, and both fall in the middle of the ranking. Since PC1 explains most of the variance, it is assigned a higher weight and 0 is the natural discrimination level. The class assignment is depicted in Map B, which presents a new picture of the studied countries' innovation assessment. The new ranking groups the countries as follows:

- 3: Innovation Leaders – Denmark, Luxembourg, the Netherlands, Ireland, the United Kingdom, and Sweden perform significantly above the EU average in PC1 and PC2;

- 2: Strong Innovators – the innovation performance of Finland, Austria, Belgium, Estonia, France, Germany, and Portugal is above the EU average for PC1 and below for PC2;
- 1: Moderate Innovators – the innovation performance of the Czech Republic, Hungary, Latvia, Malta, Poland, Slovakia, Spain, and Bulgaria is below the EU average for PC1 and above average for PC2;
- 0: Modest Innovators – the innovation performance of Lithuania, Slovenia, Italy, Cyprus, Croatia, Greece, and Romania is below the EU average both for PC1 and PC2.

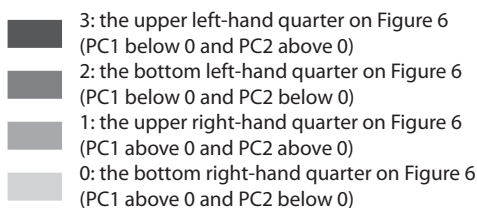
Map B presents the distribution of innovation among the studied countries based on PC1 and PC2. The results from the new rankings based on PC1 and PC2 are similar to the mainstream classification proposed in EIS reports Map A. Note that the proposed EIS' methodology (based on SII) has a slightly different classification structure (e.g. Innovation Leaders are all the countries whose relative performance exceeds the EU average by over 20%).

Map. Comparison maps of innovation performance of EU-28 countries based on the EIS classification and PC1 and PC2

A. Countries classification based on SII proposed in the EIS



B. Countries classification based on the PC1 and PC2 principal components



A few countries were assigned a different class assignment, but the difference is at most one step. From among those countries Portugal, the United Kingdom, Ireland, and Bulgaria achieved better results, while Finland, Italy, Greece, Lithuania, Slovenia, and Croatia are lower compared to the EIS ranking based on SII. The advantage of the proposed ranking's mechanism is its simpler interpretability compared to the EIS ranking. The biplot quarter together with the interpretation of the PCs provide not only a country's ranking but also information about its strongest and weakest aspects. For example, Malta is in the Moderate Innovators group 1, but its business-related performance is the best and the employment impacts dimension is the second highest among the EU-28. However, the country has some slight deficiencies in PC1, and an improvement in the academia and finance aspects would enable it to be classified in the Innovation Leaders group.

4. Conclusions

Many researchers of innovation agree that innovative activity is very complex. The complexity of this phenomenon poses a great challenge for researchers to understand its determinants.

The EIS provides a yearly comparative assessment of research and innovation performance in the EU countries. The EIS, based on the scores for 27 separate indicators, largely corresponds to the key fields of an innovation system which consists of an appropriate level of public and private investment in education, research and skills development, efficient innovation partnerships among companies and with academia, and an innovation-friendly business environment. However, assigning the same weight to all the indicators is impossible in EIS, in contrast to the SII (using the arithmetic mean as the aggregating function).

In this paper, we indicate the principal components influencing the innovation performance by using the PCA method. The PCA uses the same dimensions as SII but with different weights, and allows the aggregation of dimensions with a lower number of representative variables which collectively explain most of the variability in the EIS data.

Two principal components of innovations, explaining over 68% of the variance, have been identified. PC1 tends to be mostly impacted by the following dimensions: research system, human resources, finance and support, while PC2 is influenced by the employment impacts to the largest extent. The proposed interpretation for the first two PCs as academia and finance and business can be useful for a model builder, since the variables are independent and allow for an easier interpretation of linear models when used as predictors. Furthermore, we proposed a country

innovation performance ranking based on PCA scores. In a majority of cases our results corresponded with the classification into four performance groups based on the SII presented in the EIS report. However, we obtained similar results based on only two principal components, which proves their significance and shows that they may be applied instead of the average 27 indicators. The PCA methodology can be extended to cover over 90% of the variance by using 10 principal components of the EIS indicators. Those components can be considered as an alternative to the 10 EIS dimensions.

The presented results also emphasise the geographic disparities of innovation between countries. In particular the old and new EU countries are on the opposite sides of the first principal component, which shows that countries from the new EU lag behind the old EU member states. The reasons behind this innovation gap can be observed more precisely based on PC1. In order to achieve a high level of innovation performance, countries need an innovation system based on a research system, human resources, as well as finance and support.

This study demonstrates that the PCA method is a useful tool applied to compare innovation performance across EU countries. Considering the fact that governments play an important role in enhancing innovation capacities of an economy, the research results may enable policy-makers to assess and identify the member states' priority areas requiring the improvement of innovation performance, which concerns the new EU states to the largest extent. Moreover, the presented results may be useful for scientists and institutions who develop innovation indicators.

One limitation of the presented innovation ranking for EU countries is receiving different results when applying different innovation indexes, e.g. SII vs. GII. However, the methodology can also be used to combine information from multiple indicators. The second limitation is that the presented countries' ranking is based on variables explaining 68% of the general variance. The remaining 32% are excluded from the analysis. These limitations can, nevertheless, be overcome by using more principal components and applying the clustering method.

Exogenous factors such as economic crises, governmental changes, and political uncertainties may of course affect innovation, as is likely to do the current global crisis caused by the COVID-19 pandemic. On the other hand, the pandemic has also highlighted the importance of innovation, especially within the digital infrastructure and academia – industry cooperation involving, e.g., a multidisciplinary research on the COVID-19 vaccine. The complexity of innovation means the study on this phenomenon requires continuous development and additional research. The presented approach can be a useful tool for assessing countries' innovation performance and can be considered an alternative to unweighted averaging.

References

- Acs, Z. J. (2002). *Innovation and the Growth of Cities*. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar Publishing. <http://www.stellenboschheritage.co.za/wp-content/uploads/Innovation-and-the-Growth-of-Cities-.pdf>.
- Bielińska-Dusza, E., & Hamerska, M. (2021). Methodology for Calculating the European Innovation Scoreboard – Proposition for Modification. *Sustainability*, 13(4), 1–21. <https://doi.org/10.3390/su13042199>.
- Bishop, C. M. (2006). *Pattern Recognition and Machine Learning*. New York: Springer Science+Business Media. <http://users.isr.ist.utl.pt/~wurmd/Livros/school/Bishop%20-%20Pattern%20Recognition%20And%20Machine%20Learning%20-%20Springer%20%202006.pdf>.
- Davidescu, A. A., Paul, A. M. V., Gogonea, R. M., & Zaharia, M. (2015). Evaluating Romanian Eco-Innovation Performances in European Context. *Sustainability*, 7(9), 12723–12757. <https://doi.org/10.3390/su70912723>.
- Dutta, S., Lanvin, B., & Wunsch-Vincent, S. (Eds.). (2018). *Global Innovation Index 2018: Energizing the World with Innovation* (11th edition). Ithaca, Fontainebleau, Geneva: Cornell University, INSEAD, World Intellectual Property Organisation. https://www.wipo.int/edocs/pubdocs/en/wipo_pub_gii_2018.pdf.
- Dziallas, M., & Blind, K. (2019). Innovation indicators throughout the innovation process: An extensive literature analysis. *Technovation*, 80–81, 3–29. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2018.05.005>.
- Edquist, C., Zabala-Iturriagagoitia, J. M., Barbero, J., & Zofio, J. L. (2018). On the meaning of innovation performance: Is the synthetic indicator of the Innovation Union Scoreboard flawed. *Research Evaluation*, 27(3), 196–211. <https://doi.org/10.1093/reseval/rvy011>.
- European Commission. (2019a). *European Innovation Scoreboard 2019*. Luxembourg: European Union. <https://doi.org/10.2873/877069>.
- European Commission. (2019b). *European Innovation Scoreboard 2019: Methodology Report*. Maastricht: Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology.
- European Commission. (2020a). *European innovation scoreboard 2020 – Database* [Data set]. <https://ec.europa.eu/docsroom/documents/41864>.
- European Commission. (2020b). *European innovation scoreboard 2020 – Executive summary*. <https://ec.europa.eu/docsroom/documents/41903>.
- European Commission. (2020c). *European Innovation Scoreboard 2020: Methodology Report*. Maastricht: Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology.
- Gareth, J., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R*. New York: Springer Science+Business Media. <http://doi.org/10.1007/978-1-4614-7138-7>.
- Gray, V. (Ed.). (2017). *Principal Component Analysis: Methods, Applications and Technology*. New York: Nova Science Publishers.
- Holgersson, T., & Kekezi, O. (2018). Towards a multivariate innovation index. *Economics of Innovation and New Technology*, 27(3), 254–272. <https://doi.org/10.1080/10438599.2017.1331788>.
- Jolliffe, I. T., & Cadima, J. (2016). Principal component analysis: a review and recent developments. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374(2065), 1–16. <http://doi.org/10.1098/rsta.2015.0202>.

- Kontolaimou, A., Giotopoulos, I., & Tsakanikas, A. (2016). A typology of European countries based on innovation efficiency and technology gaps: The role of early-stage entrepreneurship. *Economic Modelling*, 52, Part B, 477–484. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.028>.
- Kowalski, A. M. (2020). Dynamics and Factors of Innovation Gap Between the European Union and China. *Journal of Knowledge Economy*. <https://doi.org/10.1007/s13132-020-00699-1>.
- Lee, K., & Lee, J. (2020). National innovation systems, economic complexity, and economic growth: country panel analysis using the US patent data. *Journal of Evolutionary Economics*, 30(4), 897–928. <https://doi.org/10.1007/s00191-019-00612-3>.
- Lever, J., Krzywinski, M., & Altman, N. (2017). Principal component analysis. *Nature Methods*, 14(7), 641–642. <https://doi.org/10.1038/nmeth.4346>.
- van der Maaten, L., & Hinton, G. (2008). Visualizing Data using t-SNE. *Journal of Machine Learning Research*, 9(86), 2579–2605. <https://www.jmlr.org/papers/volume9/vandemaaten08a/vandemaaten08a.pdf>.
- Makkonen, T., & van der Have, R. P. (2013). Benchmarking Regional Innovative Performance: Composite Measures and Direct Innovation Counts. *Scientometrics*, 94(1), 247–262. <http://doi.org/10.1007/s11192-012-0753-2>.
- Malik, K., & Jasińska-Biliczak, A. (2018). Innovations and Other Processes as Identifiers of Contemporary Trends in the Sustainable Development of SMEs: The Case of Emerging Regional Economies. *Sustainability*, 10(5), 1–17. <https://doi.org/10.3390/su10051361>.
- Malik, K., Mach, Ł., Szewczuk-Stępień, M., & Bebenek, P. (2020). Specialization Integrated Strategy of Innovations: Effective Model for Emerging Regional Economy Development? *European Research Studies Journal*, 23(2), 78–97. <https://doi.org/10.35808/ersj/1581>.
- Mtar, K., & Belazreg, W. (2020). Causal Nexus Between Innovation, Financial Development, and Economic Growth: the Case of OECD Countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 12(1), 310–341. <http://doi.org/10.1007/s13132-020-00628-2>.
- Murphy, K. P. (2021). *Probabilistic Machine Learning: An introduction*. Cambridge: MIT Press.
- Onea, I. A. (2020). Innovation Indicators and the Innovation Process – Evidence from the European Innovation Scoreboard. *Management & Marketing. Challenges for the Knowledge Society*, 15(4), 605–620. <http://doi.org/10.2478/mmcks-2020-0035>.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2005). *Oslo Manual: Guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data* (3rd edition). Paris. https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/inn_cis8_esms_an3.pdf.
- Snedecor, G. W., & Cochran, W. G. (1989). *Statistical Methods* (8th edition). Ames: Iowa State University Press.
- Stojanovska, S., & Madzova, V. (2018). Differences in efficiency of innovation performance among EU candidate countries and EU 28 countries. *ILIRIA International Review*, 8(1), 117–144. <https://doi.org/10.21113/iir.v8i1.388>.
- Szopik-Deczyńska, K., Kędzierska-Szczepaniak, A., Szczepaniak, K., Cheba, K., Gajda, W., & Ioppolo, G. (2018). Innovation in sustainable development: an investigation of the EU context using 2030 agenda indicators. *Land Use Policy*, 79, 251–262. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2018.08.004>.
- Turk, M. A., & Pentland, A. P. (1991). Face recognition using eigenfaces. *Proceedings. 1991 IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition* (pp. 586–591). <https://doi.org/10.1109/CVPR.1991.139758>.

- Van den Berg, H. (2016). *Economic growth and development* (3rd edition). Singapore: World Scientific Publishing Company.
- Zabala-Iturriagoitia, J. M., Aparicio, J., Ortiz, L., Carayannis, E. G., & Grigoroudis, E. (2020). The productivity of national innovation systems in Europe: Catching up or falling behind?. *Technovation*, 102. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2020.102215>.
- Zihao, G., Qibin, J., Sheng, C., & Ben, N. (2020). A New Innovation Index System Based on Principal Component Analysis: Evidence from Shenzhen. *ICEME 2020: 2020 The 11th International Conference on E-business, Management and Economics*. New York: Association for Computing Machinery. <https://doi.org/10.1145/3414752.3414777>.

Sytuacja kobiet na rynku pracy w Polsce w porównaniu z sytuacją mężczyzn

Leszek Kucharski^a, Anna Rutkowska^b

Streszczenie. Pomimo wielu działań podejmowanych na rzecz równouprawnienia płci kobiety na rynku pracy znajdują się w gorszej sytuacji niż mężczyźni. Otrzymują niższe wynagrodzenie i mają mniejsze możliwości awansu. Celem badania omawianego w artykule jest porównanie sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy oraz wskazanie czynników ją determinujących. W opracowaniu wykorzystano dane statystyczne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności za lata 2010–2018. Przedstawiono wyniki analizy wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia oraz oszacowań relatywnych szans odpływu z zatrudnienia i z bezrobocia kobiet i mężczyzn.

Z przeprowadzonych analiz wynika, że w badanym okresie wystąpiła tendencja wzrostowa wskaźnika zatrudnienia, niemniej we wszystkich wyodrębnionych przekrojach wartości wskaźnika zatrudnienia dla kobiet były niższe niż dla mężczyzn. Kobiety były też zagrożone bezrobociem w większym stopniu niż mężczyźni, pomimo zmniejszenia się różnicy między stopą bezrobocia kobiet i mężczyzn w latach 2015–2018.

Największe prawdopodobieństwo utraty pracy i odpływu do bezrobocia istniało w przypadku kobiet w wieku 15–24 lat oraz 25–34 lat, a najmniejsze – w przypadku kobiet z wykształceniem wyższym.

Słowa kluczowe: płeć, rynek pracy, stopa bezrobocia, wskaźnik zatrudnienia, prawdopodobieństwo utraty pracy

JEL: J21, J64

The situation of women on the Polish labour market compared to the situation of men

Abstract. Despite the many steps taken towards gender equality, women's situation on the labour market is worse than the respective situation of men. Women receive lower remuneration and are offered limited promotion opportunities. The aim of the research described in the paper is to compare the situation of men and women on the labour market and to indicate the factors which determine it. The study is based on data from the Labour Force Survey (Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności – BAEL) covering the years 2010–2018. The article presents an analysis of the employment and unemployment rates and estimates showing the relative chances of the outflow from employment and unemployment for both men and women.

The results of the analyses indicated an upward trend in the employment in the given period, although the employment rate was lower for women than for men in all the featured sections.

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Polityki Ekonomicznej, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Economics Policy, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4075-4283>. Autor korespondencyjny / Corresponding author,
e-mail: leszek.kucharski@uni.lodz.pl.

^b Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Polityki Ekonomicznej, Polska / University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Department of Economics Policy, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8663-5207>. E-mail: anna.rutkowska@uni.lodz.pl.

Moreover, women faced a greater risk of unemployment than men, despite the fact that the gap between the unemployment rates for men and women narrowed in the years 2015–2018.

The highest probability of job loss and outflow to unemployment was observed among women aged 15–24 and 25–34, while the lowest among women with tertiary education.

Keywords: gender, labour market, unemployment rate, employment rate, probability of job loss

1. Wprowadzenie

Równouprawnienie płci stanowi jeden z celów Unii Europejskiej. Wdrażanie zasady równouprawnienia niewątpliwie przyczyniło się do poprawy sytuacji kobiet, jednakże na rynku pracy w Polsce wciąż zauważalne są różnice w sposobie traktowania kobiet i mężczyzn. Potwierdzają to utrzymujące się od lat niższe wartości wskaźnika zatrudnienia i wskaźnika aktywności zawodowej oraz wyższy poziom bezrobocia wśród kobiet (Stańczyk, 2016, s. 3). Różnice występują także w ogólnej strukturze ludności w wieku 15 lat i więcej – w 2018 r. największą grupę wśród kobiet stanowiły osoby bierne zawodowo, a wśród mężczyzn największy odsetek stanowili pracujący. Takie dysproporcje mogą być spowodowane m.in. różnicami w wysokości średniego wynagrodzenia kobiet i mężczyzn, jak również stanowić pośredni efekt działań rządu w zakresie polityki rodzinnej. Ponadto kobiety od lat natrafiają na wiele barier na rynku pracy, które mogą wynikać z podwójnej roli społecznej, jaką pełnią – matki i gospodyni domowej oraz osoby aktywnej zawodowo (Haponiuk, 2014, s. 1).

Przedmiotem opracowania jest analiza pozycji kobiet na rynku pracy w Polsce w latach 2010–2018. Celem badania omawianego w artykule jest porównanie sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy oraz wskazanie czynników ją determinujących.

2. Uwarunkowania sytuacji kobiet na rynku pracy

Pozycję ludzi na rynku pracy warunkują liczne czynniki o charakterze demograficznym, ekonomicznym, społeczno-kulturowym i prawnym. W niniejszym opracowaniu szczególną uwagę zwrócono na te, które znacząco wpływają na zróżnicowanie sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy, m.in. rozwiązania systemowe w zakresie polityki rodzinnej, dominujący w Polsce model rodziny i postrzeganie kobiet przez potencjalnych pracodawców oraz różnice w zatrudnianiu kobiet i mężczyzn w poszczególnych grupach zawodów i sekcjach gospodarki narodowej.

Wśród rozwiązań polityki rodzinnej, które mają wspierać kobiety w ich aktywności zawodowej, a tym samym korzystnie wpływać na ich pozycję na rynku pracy, można wymienić system ochrony macierzyństwa kobiet pracujących oraz świadczenia ułatwiające godzenie obowiązków rodzinnych i zawodowych.

Kobiety w ciąży oraz karmiące piersią podlegają pewnym ograniczeniom prawnym w wyborze ścieżek zawodowych. Nie mogą podejmować prac niebezpiecznych, uciążliwych ani szkodliwych dla zdrowia, czyli takich, które mogłyby mieć niekorzystny wpływ na ich zdrowie, przebieg ciąży czy zdrowie dziecka, w szczególności tych, które wymagają nadmiernego wysiłku fizycznego lub które mogą mieć negatywne konsekwencje ze względu na warunki i sposób ich wykonywania (art. 176 Ustawy z dnia 26 czerwca 1974 r. Kodeks pracy; dalej: k.p.). W przypadku oddziaływania czynników niebezpiecznych oraz szkodliwych dla zdrowia na danym stanowisku pracy obowiązkiem pracodawcy jest przeniesienie pracownicy na inne stanowisko lub zwolnienie jej z obowiązku świadczenia pracy na niezbędny czas (art. 179 k.p.). Ponadto nie wolno zatrudniać pracownic w ciąży lub karmiących piersią w godzinach nadliczbowych ani w porze nocnej, a także delegować ich poza stałe miejsce pracy (art. 178 k.p.). W okresie ciąży i urlopu macierzyńskiego kobiety znajdują się pod szczególną ochroną stosunku pracy. Pracodawca nie może w tym okresie rozwiązać ani wypowiedzieć umowy o pracę bez wskazania dowodów faktycznej winy pracownicy (art. 177 k.p.).

Pomocą dla kobiet w łączeniu obowiązków zawodowych i rodzinnych ma być prawo do urlopów: macierzyńskiego, rodzicielskiego, wychowawczego oraz urlopu na warunkach urlopu macierzyńskiego. Od 2009 r. kobiecie po porodzie przysługuje urlop macierzyński w wymiarze 20 tygodni. W przypadku gdy kobieta wykorzysta przynajmniej 14 tygodni tego urlopu, może zrezygnować z dalszej jego części i wrócić do aktywności zawodowej, pod warunkiem że pozostałą część urlopu wykorzysta ojciec wychowujący dziecko, który jest pracownikiem, lub osobistą opiekę nad dzieckiem będzie sprawował ubezpieczony ojciec dziecka, który zrezygnował na ten czas z aktywności zawodowej (art. 180 k.p.).

Od 2013 r. kobieta będąca pracownikiem ma prawo po urlopie macierzyńskim skorzystać z urlopu rodzicielskiego w pełnym wymiarze. Urlop rodzicielski jest udzielany w częściach lub jednorazowo, nie później niż do ukończenia przez dziecko szóstego roku życia. Zazwyczaj ma wymiar 32 tygodni i przysługuje obojgu rodzicom, którzy mogą z niego korzystać jednocześnie. Urlop rodzicielski może być łączony z wykonywaniem pracy zawodowej w zakładzie pracy, który udziela urlopu na pozostały wymiar czasu pracy, nieprzekraczający połowy pełnego etatu.

W przypadku mężczyzn od 2009 r. pracownik wychowujący dziecko miał prawo do urlopu ojcowskiego w wymiarze tygodnia. Od 2012 r. czas urlopu ojcowskiego został wydłużony do dwóch tygodni. Może zostać wykorzystany jednorazowo lub w dwóch częściach nie krótszych niż tydzień (art. 182³ k.p.).

Od 2016 r. każdy pracownik, którego zatrudnienie trwa przynajmniej sześć miesięcy, nabywa prawo do 36-miesięcznego urlopu wychowawczego, aby sprawować opiekę nad dzieckiem. Urlop ten jest udzielany maksymalnie do ukończenia przez dziecko szóstego roku życia (do 2015 r. było to pięć lat). Urlop wychowawczy przysługuje łącznie obojgu rodzicom i jest udzielany w nie więcej niż pięciu częściach.

Podczas jego trwania pracownik może podjąć pracę zarobkową lub uczęszczać na szkolenia i douczać się, jeżeli nie przeszkadza to w sprawowaniu osobistej opieki nad dzieckiem (art. 186² k.p.).

Po zakończeniu przez pracownika urlopu macierzyńskiego, urlopu rodzicielskiego, urlopu ojcowskiego lub urlopu na warunkach urlopu macierzyńskiego pracodawca ma obowiązek przywrócić go na dotychczasowe lub równorzędne stanowisko, odpowiadające jego kwalifikacjom, za płacę w takiej wysokości, jaką otrzymywałby, gdyby nie zdecydował się skorzystać z urlopu (art. 183² k.p.).

Istotną rolę w kształtowaniu pozycji kobiet na rynku pracy odgrywa postawa pracodawców wobec zatrudniania kobiet i mężczyzn. Mimo że przeważająca część opisanych udogodnień prawnych przysługuje obecnie obojgu rodzicom, w większości przypadków korzystają z nich kobiety. Korzystanie przez kobiety z tych ułatwień w celu wypełniania funkcji opiekuńczej może negatywnie wpływać na ich postrzeganie przez pracodawców. Nie bez znaczenia pozostaje również to, że polskie prawo w szczególny sposób chroni kobiety w ciąży (Duch-Krzystoszek i Sarata, 2007, s. 35). Mimo że konstytucja oraz Kodeks pracy gwarantują równe traktowanie w zatrudnieniu niezależnie od płci, w rzeczywistości postawy pracodawców w stosunku do kobiet są różne. Niektórzy pracodawcy uważają kobiety za pracowników podwyższonego ryzyka z powodu prawdopodobieństwa wystąpienia przerwy w pracy zawodowej spowodowanej decyzją o ciąży i preferują zatrudnianie mężczyzn, którzy są pracownikami bardziej uniwersalnymi (Haponiuk, 2014, s. 12).

Sytuacja kobiet na rynku pracy w dużym stopniu zależy od tego, jaki model rodziny dominuje w danym społeczeństwie i czy zostały stworzone odpowiednie warunki ułatwiające godzenie życia rodzinnego z zawodowym. Polska polityka społeczna przeszła wiele zmian w latach 2009–2018. Dotyczyły one długości i sposobu transferowania świadczeń urlopowych, a także kwestii finansowych, na które składały się m.in. podwyższony zasiłek macierzyński, dłuższe wypłaty świadczeń urlopowych czy nowe programy polityki rodzinnej. Ponadto w ostatnich latach poprawiła się oferta opieki instytucjonalnej nad dziećmi, chociaż jej dostępność nadal jest mniejsza niż w innych krajach UE, zwłaszcza w zakresie opieki nad najmłodszymi dziećmi. Przeprowadzone reformy nie przyczyniły się jednak do zmiany postrzegania roli kobiet w społeczeństwie. Zwykle to kobiety ponoszą konsekwencje godzenia obowiązków rodzinnych z zawodowymi i mimo że działania rządu w sferze polityki społecznej mają im to ułatwić, w praktyce często stają się czynnikiem, który osłabia pozycję kobiet na rynku pracy. W Polsce wciąż brakuje rozwiązań wspierających równość w podziale obowiązków rodzinnych między kobietami i mężczyznami oraz zachęających ojców do większego zaangażowania w opiekę nad dziećmi. Można odnieść wrażenie, że polska polityka rodzinna w swojej obecnej postaci nadal wspiera tradycyjny model rodziny, w którym to mężczyzna powinien zapewnić byt ekonomiczny rodzinie, a kobieta – zajmować się dziećmi (Magda i Kiełczewska, 2018, s. 5).

Rozpatrując czynniki wpływające na sytuację kobiet i mężczyzn na rynku pracy, należy zwrócić uwagę także na rozmieszczenie kobiet i mężczyzn w poszczególnych grupach zawodowych i sekcjach gospodarki (Kucharski i Kwiatkowski, 2020, s. 676). Zgodnie z danymi Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) w pięciu grupach zawodów udział kobiet jest większy niż mężczyzn. Do najbardziej sfeminizowanych zaliczają się następujące zawody: pracownik usług osobistych i sprzedawca, specjalista, pracownik biurowy, pracownik wykonujący prace proste i technik oraz inny średni personel. Jeśli chodzi o sekcje gospodarki, to kobiety stanowią większość wśród pracujących w opiece zdrowotnej i pomocy społecznej, edukacji, zakwaterowaniu i gastronomii, działalności finansowej i ubezpieczeniowej, a także działalności związanej z kulturą, rozrywką i rekreacją (GUS, 2018b, s. 8–9). Poszczególne grupy zawodów oraz sekcje gospodarki charakteryzują się różną wrażliwością koniunkturalną (wysoką w przypadku działalności rekreacyjnej, a niską w przypadku edukacji czy opieki zdrowotnej). Zmienia się także ich znaczenie w procesie rozwoju gospodarczego (jest ono coraz większe w przypadku specjalistów, pomocy społecznej oraz opieki zdrowotnej, a coraz mniejsze w przypadku pracowników wykonujących prace proste). W związku z tym rozmieszczenie kobiet i mężczyzn w grupach zawodów i sekcjach gospodarki ma znaczący wpływ na kształtowanie się podstawowych wskaźników rynku pracy, które świadczą o pozycji obu płci na tym rynku.

3. Metoda badania

Przedmiotem badania było porównanie sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy w Polsce w latach 2010–2018. Oszacowano również parametry wielomianowego modelu logitowego, wskazującego relatywne szanse odpływu z bezrobocia oraz z zatrudnienia. Wykorzystano dane statystyczne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce (BAEL) za lata 2010–2018 (GUS, 2014a, 2016, 2017a, 2018a, 2019a). Oprócz danych zagregowanych wykorzystano dane jednostkowe BAEL za lata 2015–2018. W celu oszacowania relatywnych szans przepływów między poszczególnymi stanami rynku pracy stworzono panel składający się z obserwacji kwartalnych. W każdym roku zbadano przepływy jednostek między poszczególnymi zasobami rynku pracy, tj. między zatrudnieniem a bezrobociem i biernością zawodową oraz między bezrobociem a zatrudnieniem i biernością zawodową¹.

Analizę ekonometryczną ograniczono do lat 2015–2018 z uwagi na brak dostępu do danych jednostkowych BAEL za lata wcześniejsze oraz za 2019 r.

W analizie prawdopodobieństwa przepływów między poszczególnymi zasobami rynku pracy wykorzystano wielomianowy model logitowy dotyczący prawdopodobieństwa zajścia zdarzenia (np. przepływu z bezrobocia do zatrudnienia lub bierności

¹ Przyjęto takie same definicje pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo jak w BAEL (GUS, 2020, s. 32–34).

zawodowej) w czasie dyskretnym. Prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia polegającego na tym, że i -ta jednostka wybierze j -tą możliwość (np. przejdzie z zatrudnienia do bezrobocia lub bierności zawodowej) wynosi (Cameron i Trivedi, 2015, s. 500; Wiśniowski, 2012, s. 193):

$$P\{Y_i = j\} = \frac{\exp(\beta_j x'_i)}{1 + \sum_{k=1}^{J-1} \exp(\beta_k x'_i)}, \quad j = 1, 2, \dots, J-1$$

gdzie:

P – prawdopodobieństwo przepływu np. z bezrobocia do zatrudnienia,

x'_i – kolumnowy wektor charakterystyk właściwych dla j -tej możliwości (każda jednostka ma do wyboru przepływ do jednego ze stanów na rynku pracy) oraz i -tej jednostki, zawierający charakterystyki poszczególnych jednostek, takie jak: wiek, płeć, wykształcenie oraz miejsce zamieszkania. Jest to wektor zmiennych objaśniających,

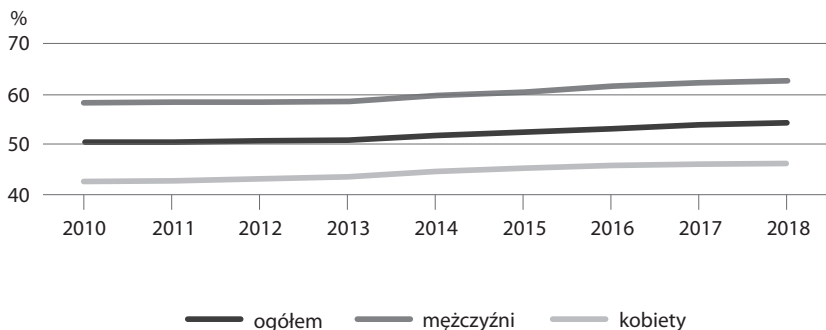
β – kolumnowy wektor szacowanych parametrów.

Oszacowano parametry dwóch wielomianowych modeli logitowych: w pierwszym – prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do zatrudnienia lub bierności zawodowej, a w drugim – prawdopodobieństwo przepływu z zatrudnienia do dwóch alternatywnych zasobów rynku pracy. W obu modelach uwzględniono te same zmienne objaśniające: wiek, płeć, wykształcenie, stan cywilny oraz miejsce zamieszkania badanych². Oprócz tego w modelu, w którym oszacowywano relatywne szanse odpływu z bezrobocia, uwzględniono dodatkową zmienną – pobieranie zasiłku dla bezrobotnych.

4. Analiza podstawowych wskaźników rynku pracy

W celu porównania sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy w Polsce w latach 2010–2018 przeprowadzono analizę podstawowych wskaźników rynku pracy: wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia. Na wyk. 1 przedstawiono wartości wskaźnika zatrudnienia ogółem oraz według płci. Z wykresu wynika, że w całym analizowanym okresie wskaźnik zatrudnienia ogółem oraz kobiet i mężczyzn charakteryzował się tendencją wzrostową. Wskaźnik zatrudnienia mężczyzn wzrósł o 4,4 p.proc., a kobiet – o 3,3 p.proc., ale we wszystkich badanych latach kształtował się na znacznie niższym poziomie niż wskaźnik dla mężczyzn.

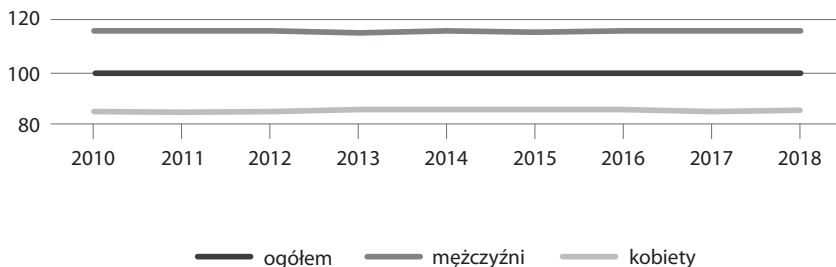
² W badaniu wyodrębniono sześć grup wieku: w przypadku kobiet – 15–24 lat, 25–34, 35–44, 45–54, 55–59, 60 lat i więcej, a w przypadku mężczyzn – 15–24 lat, 25–34, 35–44, 45–54, 55–64, 65 lat i więcej, pięć kategorii wykształcenia: wyższe; policealne i średnie zawodowe; średnie ogólnokształcące; zasadnicze zawodowe; gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe oraz dwie kategorie miejsca zamieszkania: 1 – mieszkańcy miast, 0 – mieszkańcy wsi.

Wykr. 1. Wskaźnik zatrudnienia ogółem oraz według płci

Uwaga. Dane za IV kwartał.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2019a).

Na wyk. 2 zobrazowano relację wskaźnika zatrudnienia w podziale na płeć w stosunku do wskaźnika zatrudnienia ogółem. Z wykresu wynika, że w całym badanym okresie wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet były znacznie niższe niż wartości dotyczące mężczyzn. Ich relacja do wartości wskaźnika zatrudnienia ogółem zmieniała się nieznacznie w poszczególnych latach. W latach 2015–2018 wskaźnik zatrudnienia mężczyzn rósł szybciej niż wskaźnik zatrudnienia kobiet.

Wykr. 2. Relacja wskaźnika zatrudnienia według płci do wskaźnika zatrudnienia ogółem

Uwaga. Dane za IV kwartał. Relację obliczono w stosunku do średniej dla danego roku.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2019a).

Tablica 1 przedstawia relację wskaźnika zatrudnienia według wieku i płci do wskaźnika zatrudnienia ogółem. Wynikają z niej następujące wnioski. Zróżnicowanie wartości wskaźnika zatrudnienia w poszczególnych grupach wieku było zbliżone dla obu płci. We wszystkich wyodrębnionych grupach wieku relacja wskaźnika

zatrudnienia w poszczególnych grupach do wskaźnika ogółem była w całym okresie niższa w przypadku kobiet niż w przypadku mężczyzn.

Najwyższy wskaźnik zatrudnienia charakteryzował kobiety w wieku 35–44 lat. Warto też zauważyć, że wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet w wieku 25–34 lat były wyższe niż ogółem, a mimo to największa różnica wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet i mężczyzn w całym analizowanym okresie występowała właśnie w tym przedziale wieku.

Najniższy wskaźnik zatrudnienia charakteryzował kobiety należące do najstarszej oraz najmłodszej grupy wieku. W przypadku osób starszych niski wskaźnik zatrudnienia mógł wynikać z przechodzenia na emeryturę, a w przypadku osób w wieku 15–24 lat – prawdopodobnie z tego, że osoby te rzadziej w porównaniu z pozostałymi grupami wieku decydowały się na podejmowanie pracy zawodowej z uwagi na podnoszenie poziomu wykształcenia. Zgodnie z raportem GUS (2017b, s. 15) ponad połowa (59,3%) populacji młodych, czyli osób w wieku 15–34 lat (zarówno uczących się, jak i tych, które zakończyły naukę), w okresie nauki w szkole, w której uzyskały najwyższy poziom wykształcenia, nie wykonywała żadnej pracy. Wpływ na ten stan rzeczy mogło mieć to, że kobiety w tym wieku często decydują się na założenie rodziny i rezygnują z aktywności zawodowej na rzecz pełnienia roli matki i gospodyni domowej (Haponiuk, 2014, s. 1). Jak wynika z opracowania GUS (2019b, s. 11), sprawowanie opieki nad własnymi dziećmi poniżej 15. roku życia było wyraźnie częstsze wśród kobiet (41,6%) niż wśród mężczyzn (33,1%).

Tabl. 1. Relacja wskaźnika zatrudnienia według wieku i płci do wskaźnika zatrudnienia ogółem

L a t a	15–24 lat	25–34	35–44	45–54	55–59 ^a /64 ^b	60 ^a /65 ^b lat i więcej
Mężczyźni						
2010	60,6	169,3	172,9	154,0	92,6	14,9
2011	58,4	169,2	173,4	153,5	96,4	15,7
2012	58,9	167,3	172,6	152,4	99,8	15,1
2013	56,5	166,4	171,1	153,0	104,3	14,0
2014	59,0	164,8	170,6	154,9	105,8	14,3
2015	58,6	162,9	169,4	155,1	106,3	15,4
2016	61,8	165,0	168,6	153,2	108,3	16,9
2017	63,3	165,7	168,3	153,3	111,2	16,2
2018	63,3	167,0	168,7	153,0	112,2	16,5
Kobiety						
2010	41,8	137,3	153,6	139,2	71,3	11,8
2011	39,4	136,0	151,9	139,4	80,7	12,1
2012	38,5	134,3	151,0	141,1	88,3	12,5
2013	39,1	137,5	149,0	141,3	95,7	12,6
2014	40,6	137,9	147,0	143,1	96,7	13,0
2015	40,3	135,6	147,0	141,4	103,8	14,1
2016	45,3	134,6	143,4	142,1	107,0	14,7
2017	47,3	133,5	143,4	143,2	108,2	14,7
2018	48,9	133,0	145,4	143,5	111,9	14,1

a Kobiety. b Mężczyźni.

Uwaga. Jak przy wyk. 2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2014a, 2016, 2017a, 2018a, 2019a).

Z analizy danych zawartych w tabl. 2 wynika, że poziom wykształcenia w znacznym stopniu wpływał na poziom zatrudnienia, zwłaszcza w przypadku kobiet. Wyraźnie najlepszą pozycją na rynku pracy w latach 2010–2018 charakteryzowały się kobiety z wykształceniem wyższym. Ponadto w grupie osób z wykształceniem wyższym występowała najmniejsza różnica w poziomie wskaźników zatrudnienia według płci. Warto jednak zauważyć, że pomimo lepszego wykształcenia kobiet (w 2017 r. wykształcenie wyższe miało 35,3% kobiet, czyli o 10,8 p.proc. więcej niż mężczyźni; Eurostat, GUS, b.r.) wartość wskaźnika zatrudnienia dla kobiet pozostawała niższa niż dla mężczyzn w całym badanym okresie. Największa różnica w poziomie wskaźnika zatrudnienia kobiet i mężczyzn występowała w grupie osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym, średnim ogólnokształcącym oraz policealnym i średnim zawodowym. Może to wynikać z faktu, że kobiety i mężczyźni pracują w różnych zawodach i branżach, które wymagają innego rodzaju wykształcenia i kompetencji (Gruza i Hordyjewicz, 2014). W 2018 r. najbardziej zmaskulinizowane były następujące grupy zawodowe: robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy (udział mężczyzn wyniósł 88,9%) oraz operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń (85,2%), a najbardziej sfeminizowane: pracownicy usług i sprzedawcy (udział kobiet wyniósł 66,5%) oraz specjaliści (62,2%) (GUS, 2018b, s. 8).

Tabl. 2. Relacja wskaźnika zatrudnienia według płci i poziomu wykształcenia do wskaźnika zatrudnienia ogółem

L a t a	Wykształcenie				
	wyższe	policealne i średnie zawodowe	średnie ogólnokształcące	zasadnicze zawodowe	gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe
Mężczyźni					
2010	164,3	140,1	105,7	130,4	46,7
2011	163,4	143,0	108,7	128,6	46,8
2012	156,6	137,2	107,8	122,6	46,0
2013	156,2	135,6	111,3	121,2	43,6
2014	155,0	135,4	108,9	120,8	43,7
2015	154,6	133,7	109,4	118,8	44,8
2016	154,5	133,4	114,6	118,4	41,8
2017	154,6	131,7	119,9	116,2	41,4
2018	155,0	131,0	122,1	114,9	40,5
Kobiety					
2010	156,7	109,6	74,0	93,0	22,5
2011	155,2	107,9	71,4	90,7	22,3
2012	145,1	101,7	67,5	85,6	20,5
2013	145,9	99,9	68,2	85,1	18,4
2014	143,6	97,7	69,6	85,2	17,9
2015	143,6	97,5	70,2	82,0	17,7
2016	140,8	95,9	70,5	79,6	16,7
2017	140,8	92,9	69,8	76,1	16,7
2018	141,6	90,0	71,7	74,7	16,5

Uwaga. Jak przy wykr. 2.

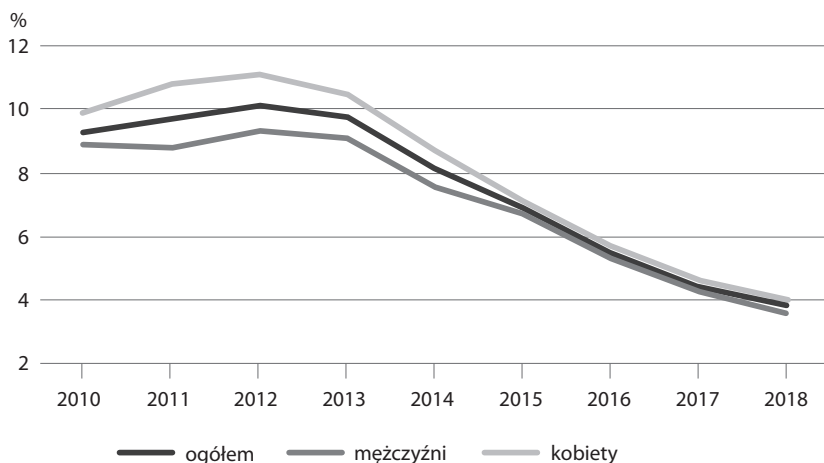
Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2014a, 2016, 2017a, 2018a, 2019a).

Na wyk. 3 przedstawiono wartości stopy bezrobocia ogółem oraz dla kobiet i mężczyzn. W badanym okresie stopa bezrobocia ogółem oraz dla kobiet i mężczyzn charakteryzowała się zmienną tendencją. W latach 2010–2012 wystąpiła słaba tendencja wzrostowa stopy bezrobocia ogółem oraz dla kobiet i mężczyzn, co było spowodowane osłabieniem koniunktury gospodarczej w tym okresie, a od 2013 r., wraz z poprawą koniunktury gospodarczej, wystąpiła silna tendencja spadkowa. W całym badanym okresie wartości stopy bezrobocia kobiet były wyższe niż mężczyzn, jednakże od 2013 r. różnica między nimi malała.

Aby poznać zróżnicowanie sytuacji kobiet na rynku pracy, należy przyrzeć się również relacji stopy bezrobocia według płci do stopy bezrobocia ogółem zobrazowanej na wyk. 4. Z wykresu wynika, że wartości stopy bezrobocia kobiet w każdym roku były wyższe niż wartości stopy bezrobocia ogółem. Największa różnica wystąpiła w 2011 r., a najmniejsza – w 2017 r. Niepokojący jest wzrost wartości relacji stopy bezrobocia kobiet do stopy bezrobocia ogółem w 2018 r. pomimo poprawy koniunktury gospodarczej.

W tabl. 3 zestawiono dane pokazujące relację stopy bezrobocia według wieku i płci do stopy bezrobocia ogółem. Z ich analizy wynika, że w każdej z wyodrębnionych grup wieku wartości dotyczące kobiet były (z wyjątkiem niektórych lat) wyższe niż w przypadku mężczyzn. Oznacza to, że w całym badanym okresie kobietom trudniej było znaleźć pracę, zwłaszcza tym, które poszukiwały pierwszej pracy lub powracały na rynek pracy po dłuższej przerwie (GUS, 2014b, s. 12). Zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn najwyższa stopa bezrobocia charakteryzowała osoby najmłodsze (15–24 lat). Różnicę między płciami można było zauważyć w przypadku najniższej stopy bezrobocia. Najmniejszymi wartościami tego wskaźnika wśród mężczyzn charakteryzowała się grupa w wieku 35–44 lat, a w przypadku kobiet była to grupa 45 lat i więcej (z wyjątkiem 2010 r.). W grupie osób w wieku 45 lat i więcej stopa bezrobocia była wyższa wśród mężczyzn niż wśród kobiet. Wpływ na to mogło mieć przechodzenie na emeryturę starszych roczników z tej grupy, prawdopodobnie spowodowane przywróceniem niższego wieku emerytalnego w 2017 r. (60 lat dla kobiet i 65 lat dla mężczyzn)³. Według szacunków Santander Bank Polska (Reluga i in., 2019, s. 22) obniżenie wieku emerytalnego spowodowało, że do października 2018 r. liczba rencistów oraz emerytów była o 300 tys. wyższa niż zakładana w scenariuszu stopniowego podwyższania wieku emerytalnego.

³ Tym samym wycofano się z wprowadzonej w 2013 r. reformy, która przewidywała stopniowe podwyższanie wieku emerytalnego do 67 lat dla obojga płci.

Wykr. 3. Stopa bezrobocia ogółem oraz według płci

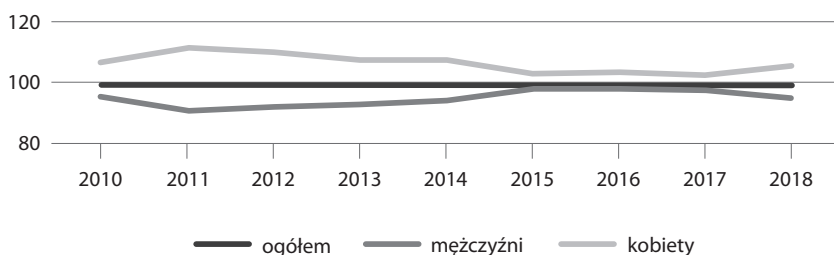
Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2019a).

Tabl. 3. Relacja stopy bezrobocia według wieku i płci do stopy bezrobocia ogółem

L a t a	15–24 lat	25–34	35–44	45 lat i więcej
Mężczyźni				
2010	234,4	94,6	66,7	75,3
2011	245,4	89,7	61,9	70,1
2012	243,6	92,1	65,3	71,3
2013	263,3	95,9	67,3	67,3
2014	258,0	101,2	63,0	70,4
2015	289,9	110,1	65,2	68,1
2016	289,1	109,1	65,5	72,7
2017	315,6	102,2	71,1	66,7
2018	313,2	86,8	65,8	84,2
Kobiety				
2010	279,6	115,1	75,3	78,5
2011	311,3	121,6	84,5	77,3
2012	310,9	122,8	84,2	74,3
2013	302,0	115,3	88,8	75,5
2014	292,6	123,5	91,4	72,8
2015	300,0	118,8	85,5	69,6
2016	294,5	120,0	85,5	69,1
2017	340,0	100,0	95,6	66,7
2018	339,5	121,1	78,9	71,1

Uwaga. Jak przy wykr. 2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2014a, 2016, 2017a, 2018a, 2019a).

Wykr. 4. Relacja stopy bezrobocia według płci do stopy bezrobocia ogółem

Uwaga. Jak przy wykr. 2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2019a).

Tabl. 4. Relacja stopy bezrobocia według płci i poziomu wykształcenia do stopy bezrobocia ogółem

Lata	Wykształcenie				
	wyższe	policealne i średnie zawodowe	średnie ogólnokształcące	zasadnicze zawodowe	gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe
Mężczyźni					
2010	44,9	89,5	130,3	106,2	182,5
2011	47,5	81,4	115,4	108,4	170,4
2012	49,6	77,8	114,5	106,5	178,5
2013	50,3	79,1	111,2	107,9	188,6
2014	49,2	77,6	116,1	106,8	210,2
2015	44,5	84,8	136,7	115,1	208,7
2016	45,5	79,6	128,8	117,8	252,1
2017	44,2	81,7	102,7	121,7	252,7
2018	36,3	83,1	129,4	116,7	266,4
Kobiety					
2010	59,1	113,7	156,9	135,3	199,4
2011	65,3	120,9	174,1	145,4	195,3
2012	61,5	106,6	170,8	140,8	195,6
2013	61,6	111,3	150,5	144,1	201,7
2014	64,0	108,1	164,4	141,3	204,2
2015	58,6	101,4	159,3	141,4	221,8
2016	59,9	105,6	170,2	147,6	180,1
2017	57,5	108,5	158,3	144,7	235,8
2018	48,0	137,1	125,0	165,8	248,9

Uwaga. Jak przy wykr. 2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2014a, 2016, 2017a, 2018a, 2019a).

Dane dotyczące relacji stopy bezrobocia według płci i wykształcenia do stopy bezrobocia ogółem zamieszczono w tabl. 4. Z ich analizy wynika, że w najlepszej sytuacji na rynku pracy znajdowały się osoby z wykształceniem wyższym, w przypadku których stopa bezrobocia była dużo niższa niż wśród osób o niższym poziomie wykształcenia. Wartości stopy bezrobocia kobiet i mężczyzn z wykształceniem wyższym były zbliżone, natomiast w przypadku pozostałych poziomów wykształcenia wskaźnik dla kobiet osiągał znacząco wyższe wartości niż dla mężczyzn. Należy również podkreślić, że od 2016 r. stopa bezrobocia kobiet z wykształceniem podstawowym przyjmowała wartości mniejsze niż stopa bezrobocia mężczyzn o tym samym poziomie wykształcenia. Zmniejszenie się liczby bezrobotnych kobiet oraz ich udziału w bezrobociu ogółem mogło być jednak tylko pozorne i stanowić jeden z efektów wprowadzonego w 2016 r. programu polityki rodzinnej. Oszacowano, że w ciągu pierwszego roku realizacji programu „Rodzina 500+” ok. 91–103 tys. matek zrezygnowało z zatrudnienia, a także z poszukiwania pracy. Kobiety przechodziły w stan bierności zawodowej pomimo bardzo dobrej sytuacji na rynku pracy, rosnących płac i malejącego bezrobocia, a jako główny powód bierności wskazywały opiekę nad dziećmi. Zmiany te były bardziej widoczne w przypadku kobiet o niższym poziomie wykształcenia (Magda i in., 2019, s. 11).

5. Wyniki analizy ekonometrycznej

W tabl. 5 i 6 przedstawiono wyniki oszacowań relatywnych szans (określanych poprzez współczynnik względnego ryzyka – ang. *relative risk ratio*, RRR) przepływu kobiet i mężczyzn z bezrobocia do zatrudnienia według grup wieku, wykształcenia, miejsca zamieszkania i stanu cywilnego w Polsce w latach 2015–2018⁴. Dodatkowo jako zmienną objaśnianą uwzględniono zmienną binarną dotyczącą pobierania zasiłku dla bezrobotnych: 1 – jest pobierany, 0 – nie jest pobierany. Z analizy danych zawartych w tabl. 5 i 6 można wywnioskować, że w badanym okresie oszacowane wartości RRR oraz istotność jego oszacowań zmieniały się zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn. W większości przypadków oszacowania okazały się nieistotne statystycznie. Oznacza to, że prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej kobiet i mężczyzn nie różniło się od wyodrębnionych kategorii bazowych.

We wszystkich latach największe prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do bierności zawodowej dotyczyło kobiet i mężczyzn w wieku 55 lat i więcej. Należy podkreślić, że relatywne szanse odpływu kobiet i mężczyzn z tej grupy wieku wzrosły w latach 2017 i 2018, czyli w okresie, gdy przywrócono wiek emerytalny obowiązujący do 2012 r. Co ciekawe, w tych samych latach prawdopodobieństwo przepływu

⁴ Wartość RRR większa od 1 oznacza, że dla danej grupy istnieje większe prawdopodobieństwo przepływu z danego zasobu do innego niż dla grupy określonej jako kategoria bazowa. Wartość RRR mniejsza od 1 oznacza, że dana grupa osób ma mniejsze szanse odpływu z danego zasobu w porównaniu z kategorią bazową. Np. jeśli RRR wynosi 1,5, to oznacza to, że dana grupa osób ma o 50% większe szanse odpływu z danego zasobu w porównaniu z jednostkami należącymi do kategorii bazowej. Za kategorie bazowe (zob. tabl. 5–8) uznawano te grupy, które charakteryzowały się dużą liczebnością.

z bezrobocia do bierności zawodowej mężczyzn w wieku 55 lat i więcej w porównaniu z kategorią bazową wzrosło bardziej niż w przypadku kobiet.

W 2016 r. osoby pozostające w związkach małżeńskich charakteryzowały się różnicowanym prawdopodobieństwem odpływu z bezrobocia. Zamężne kobiety miały o 32% mniejsze szanse przepływu z bezrobocia do zatrudnienia w porównaniu z kategorią bazową, a żonaci mężczyźni – o 45% większe.

Pobieranie zasiłku dla bezrobotnych zwiększało prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do zatrudnienia kobiet w latach 2015 i 2016, a mężczyzn – w 2016 r.

Kobiety z wykształceniem wyższym miały większe szanse przepływu z bezrobocia do zatrudnienia w porównaniu z kategorią bazową w latach 2017 i 2018, a mężczyźni o takim samym poziomie wykształcenia – jedynie w 2018 r.

Większe prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do zatrudnienia istniało w przypadku kobiet i mężczyzn mieszkających w miastach w porównaniu z mieszkańcami wsi.

Tabl. 5. Wyniki oszacowań RRR przepływu kobiet z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO ZATRUDNIENIA				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	2,03*	2,05*	1,51	1,82
25–34	1,54**	1,42	1,26	1,34
35–44	1,18	1,04	0,90	1,42
55 i więcej	1,14	1,15	1,30	0,78
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	1,45	1,44	1,96*	2,00*
Policealne i średnie zawodowe	0,83	0,74	1,36	1,41
Zasadnicze zawodowe	0,47*	0,74	0,76	1,15
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	0,62	0,77	1,01	0,87
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,11	1,11	0,81	1,50**
Stan cywilny (kategoria bazowa: panna; rozwiedziona; wdowa)				
Zamężna	0,92	0,68*	1,08	0,78
Zasiłek dla bezrobotnych (kategoria bazowa: niepobierający)				
Pobierający	1,78*	1,77*	1,03	1,39
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	1,29	1,07	0,96	0,91
25–34	1,19	1,16	0,63*	0,63**
35–44	0,90	1,05	1,03	0,84
55 i więcej	1,42**	1,54**	1,66*	1,66**
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	0,68**	1,02	1,04	0,75
Policealne i średnie zawodowe	0,77	0,99	0,87	1,00
Zasadnicze zawodowe	0,84	0,96	0,75	0,76
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	0,90	1,76*	0,95	1,13

Tabl. 5. Wyniki oszacowań RRR przepływu kobiet z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej (dok.)

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ (dok.)				
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	0,95	1,01	1,10	1,40**
Stan cywilny (kategoria bazowa: panna; rozwiedziona; wdowa)				
Zamężna	1,41*	1,12	1,29	1,38
Zasiłek dla bezrobotnych (kategoria bazowa: niepobierający)				
Pobierający	0,67	0,65	0,73	0,79
Liczba obserwacji	1867	1404	1057	703
Log likelihood	-1670,4	-1320,7	-1027,4	-684,7
Pseudo R^2	0,0265	0,0277	0,0229	0,0385

Uwaga. RRR – współczynnik względnego ryzyka. Poziom istotności: * – do 5%, ** – do 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych BAEL.

Tabl. 6. Wyniki oszacowań RRR przepływu mężczyzn z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO ZATRUDNIENIA				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	1,35	1,19	1,43	2,25*
25–34	1,28	0,96	1,23	1,03
35–44	1,03	0,71	0,87	1,08
55 i więcej	0,73	0,51*	1,03	0,66
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	1,05	1,52	0,53**	2,90*
Policealne i średnie zawodowe	0,87	1,56	0,94	2,30*
Zasadnicze zawodowe	1,03	0,88	0,71	2,13**
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	0,66	0,64	0,65	1,53
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	0,86	1,14	1,16	1,49**
Stan cywilny (kategoria bazowa: kawaler; rozwiedziony; wdowiec)				
Żonaty	1,49*	1,45*	1,03	1,47
Zasiłek dla bezrobotnych (kategoria bazowa: niepobierający)				
Pobierający	1,23	1,71*	1,30	1,19
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	0,77	0,61*	0,61**	1,52
25–34	0,43*	0,49*	0,58*	0,77
35–44	0,60*	0,71	0,72	0,76
55 i więcej	1,57*	1,54*	1,76*	1,95*
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	1,09	1,03	0,47*	1,30
Policealne i średnie zawodowe	0,84	0,90	0,71	1,08
Zasadnicze zawodowe	0,89	0,74	0,57*	1,35
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	0,88	0,97	0,88	1,26

Tabl. 6. Wyniki oszacowań RRR przepływu mężczyzn z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej (dok.)

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ (dok.)				
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,05	1,28**	1,03	1,04
Stan cywilny (kategoria bazowa: kawaler; rozwiedziony; wdowiec)				
Żonaty	0,89	0,74*	0,80	0,98
Zasiłek dla bezrobotnych (kategoria bazowa: niepobierający)				
Pobierający	0,92	0,69	0,70	0,61
Liczba obserwacji	1957	1585	1161	817
Log likelihood	-1645,8	-1421,1	-1109,8	-768,9
Pseudo R ²	0,0232	0,0322	0,0242	0,0322

Uwaga. Jak przy tabl. 5.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych BAEL.

Tabl. 7. Wyniki oszacowań RRR przepływu kobiet z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO BEZROBOCIA				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	9,58*	4,07*	5,07*	3,45*
25–34	3,07*	3,48*	2,06*	2,90*
35–44	2,29*	2,27*	1,09	1,46
55 i więcej	1,66	0,62	0,42*	0,46
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	0,54*	0,42*	0,46*	0,32*
Policealne i średnie zawodowe	0,90	0,55*	1,28	0,84
Zasadnicze zawodowe	1,11	0,82	1,12	1,84**
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	1,88**	1,62	2,67*	1,02
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,03	1,58*	0,94	1,14
Stan cywilny (kategoria bazowa: panna; rozwiedziona; wdowa)				
Zamężna	0,87	0,53*	0,81	0,59*
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	5,40*	8,47*	4,45*	9,28*
25–34	2,27*	4,32*	1,97*	4,33*
35–44	1,41	1,63*	1,13	1,47
55 i więcej	4,61*	4,95*	3,56*	7,41*
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	0,52*	0,49*	0,53*	0,44*
Policealne i średnie zawodowe	0,75	0,70*	0,70*	0,72**
Zasadnicze zawodowe	1,03	0,67*	0,85	0,91
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	1,88*	1,49**	1,73*	1,11
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,33*	1,12	1,01	1,18

Tabl. 7. Wyniki oszacowań RRR przepływu kobiet z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej (dok.)

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ (dok.)				
Stan cywilny (kategoria bazowa: panna; rozwiedziona; wdowa)				
Zamężna	1,05	1,12	1,28*	1,04
Liczba obserwacji	21 677	20 751	19 727	18 155
Log likelihood	-2395,8	-2344,6	-2190,6	-1945,5
Pseudo R^2	0,0514	0,0547	0,0498	0,0720

Uwaga. Jak przy tabl. 5.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych BAEL.

Tabl. 8. Wyniki oszacowań RRR przepływu mężczyzn z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej

Wyszczególnienie	2015	2016	2017	2018
DO BEZROBOCIA				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	3,30*	2,80*	2,77*	2,25**
25–34	1,36	2,02*	1,35	1,62
35–44	0,89	0,79	2,01*	1,17
55 i więcej	0,78	0,86	0,90	1,17
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	0,96	0,47*	1,10	0,52
Policealne i średnie zawodowe	0,85	0,98	1,55	0,57
Zasadnicze zawodowe	2,09*	1,57	2,46*	1,15
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	2,03**	2,24*	2,30*	2,16**
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,85*	1,61*	1,17	1,31
Stan cywilny (kategoria bazowa: kawaler; rozwiedziony; wdowiec)				
Żonaty	0,55*	0,71**	0,33*	0,33*
DO BIERNOŚCI ZAWODOWEJ				
Wiek w latach (kategoria bazowa: 45–54)				
Do 24	2,99*	3,19*	5,16*	5,82*
25–34	0,78	0,53**	0,81	0,62
35–44	0,88*	0,87	0,52*	0,68
55 i więcej	4,37*	5,77*	4,53*	4,70*
Wykształcenie (kategoria bazowa: średnie ogólnokształcące)				
Wyższe	0,41*	0,57**	0,67	0,47*
Policealne i średnie zawodowe	0,42*	0,59**	0,83	0,75
Zasadnicze zawodowe	0,66**	0,77	0,90	0,77
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	1,43	2,03*	2,09*	1,74**
Miejsce zamieszkania (kategoria bazowa: wieś)				
Miasta	1,71*	1,62*	1,31**	1,39*
Stan cywilny (kategoria bazowa: kawaler; rozwiedziony; wdowiec)				
Żonaty	0,51*	0,49*	0,71**	0,87
Liczba obserwacji	25 050	23 520	22 049	20 327
Log likelihood	-2080,3	-1919,6	-1768,6	-1477,8
Pseudo R^2	0,0655	0,0752	0,0765	0,0786

Uwaga. Jak przy tabl. 5.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych BAEL.

W tabl. 7 i 8 przedstawiono wyniki oszacowań relatywnych szans przepływu z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej kobiet i mężczyzn. Należy podkreślić, że tak samo jak w przypadku odpływu z bezrobocia również oszacowane wartości RRR odpływu z zatrudnienia zmieniały się w poszczególnych latach zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn.

Z tabl. 7 i 8 wynika, że wiek kobiet i mężczyzn miał istotny wpływ na prawdopodobieństwo ich przepływu z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej. Największe prawdopodobieństwo przepływu do bezrobocia w porównaniu z kategorią bazową istniało w badanym okresie w przypadku kobiet i mężczyzn w wieku do 24 lat (najbardziej zagrożeni utratą pracy i odpływem do bezrobocia byli w 2015 r.). Relatywne szanse przepływu z zatrudnienia do bezrobocia osób obojga płci w wieku do 24 lat charakteryzowały się taką samą tendencją. Najmniejsze prawdopodobieństwo utraty pracy w 2017 r. dotyczyło kobiet w wieku 55 lat i więcej. Oszacowania RRR przepływu z zatrudnienia do bezrobocia dla mężczyzn w wieku 55 lat i więcej są nieistotne statystycznie w całym badanym okresie.

Duży wpływ na zagrożenie utraty pracy miał poziom wykształcenia. Relatywnie najmniej zagrożone bezrobociem były kobiety legitymujące się najwyższym poziomem wykształcenia (w porównaniu z kobietami z wykształceniem średnim zawodowym mniej o: 46% w 2015 r., 48% w 2016 r., 54% w 2017 r. oraz 68% w 2018 r.). Mężczyźni z wykształceniem wyższym tylko w 2016 r. mieli najmniejsze szanse odpływu z zatrudnienia do bezrobocia w porównaniu z kategorią bazową. Największe względne ryzyko utraty pracy i odpływu do bezrobocia dotyczyło kobiet i mężczyzn z wykształceniem gimnazjalnym, podstawowym i niepełnym podstawowym. Należy jednak podkreślić, że oszacowania dla kobiet w wieku 55 lat i więcej były istotne statystycznie jedynie w 2015 r. i 2017 r.

Również miejsce zamieszkania i stan cywilny badanych miały wpływ na zagrożenie bezrobociem wśród kobiet i mężczyzn. Osoby mające na utrzymaniu rodzinę są bardziej zdeterminowane do zachowania dotychczasowego bądź znalezienia nowego miejsca pracy. Żonaci mężczyźni w całym badanym okresie mieli najmniejsze szanse utraty pracy i odpływu do bezrobocia, a zamężne kobiety – w 2016 r. i 2018 r. w porównaniu ze swoimi kategoriami bazowymi. Największe prawdopodobieństwo stania się bezrobotnymi dotyczyło mężczyzn mieszkających w miastach w latach 2015 i 2016.

Wiek i wykształcenie badanych kobiet i mężczyzn także wpływały na prawdopodobieństwo przepływu z zatrudnienia do bierności zawodowej. W porównaniu z kategorią bazową było ono największe we wszystkich analizowanych latach dla kobiet w wieku do 24 lat. Drugą grupę wieku o wysokim prawdopodobieństwie przepływu z zatrudnienia do bierności zawodowej stanowiły kobiety w wieku 55 lat i więcej. Rów-

niez wśród mężczyzn te same grupy wieku charakteryzowały się największym prawdopodobieństwem takiego przepływu.

Kobiety i mężczyźni z wykształceniem wyższym mieli najmniejsze relatywne szanse przepływu z zatrudnienia do bierności zawodowej. Jedynie w 2017 r. oszacowanie RRR dla mężczyzn z wykształceniem wyższym było nieistotne statystycznie. Największe względne ryzyko bierności zawodowej cechowało kobiety i mężczyzn z wykształceniem gimnazjalnym, podstawowym i niepełnym podstawowym. W większości lat relatywne szanse przepływu kobiet z najniższym wykształceniem z zatrudnienia do bierności zawodowej były niższe niż w przypadku mężczyzn.

Mężczyźni mieszkający w miastach mieli większe szanse odpływu z zatrudnienia do bierności zawodowej niż mieszkańcy wsi we wszystkich badanych latach, a w 2015 r. dotyczyło to również kobiet mieszkających w miastach. Przyczyn tego stanu rzeczy można upatrywać w strukturze własności gospodarstw rolnych w Polsce.

Stan cywilny także wpływał na względne ryzyko przepływu kobiet i mężczyzn do bierności zawodowej. W przypadku żonatych mężczyzn było ono mniejsze niż w kategorii bazowej w całym badanym okresie. W przypadku zamężnych kobiet prawdopodobieństwo stania się biernymi zawodowo było w 2017 r. o 28% większe w porównaniu z kategorią bazową, co w pewnym stopniu mogło wynikać z dominującego w Polsce modelu rodziny.

6. Podsumowanie

W artykule porównano pozycję kobiet i mężczyzn na rynku pracy w Polsce w latach 2010–2018 oraz wskazano czynniki ją determinujące. Problematyka ta jest istotna, ponieważ pomimo upływu ponad 30 lat od rozpoczęcia transformacji systemowej kobiety nadal znajdują się w gorszej sytuacji niż mężczyźni.

Z przeprowadzonych analiz można wyciągnąć następujące wnioski. W badanym okresie wskaźnik zatrudnienia kobiet we wszystkich wyodrębnionych grupach był znacznie niższy niż wskaźnik zatrudnienia mężczyzn. Przyczyn tego stanu rzeczy można upatrywać przede wszystkim w tym, że w Polsce to głównie kobiety zajmują się opieką nad dziećmi. Największymi wartościami wskaźnika zatrudnienia charakteryzowały się kobiety w wieku 35–44 lat, a najmniejszymi – w wieku 60 lat i więcej. W najlepszej sytuacji znajdowały się kobiety z wykształceniem wyższym. Należy zauważyć, że w przypadku tej grupy różnice wartości wskaźnika zatrudnienia między mężczyznami i kobietami w badanym okresie były najmniejsze.

W całym analizowanym okresie kobiety charakteryzował wyższy poziom stopy bezrobocia niż mężczyźni, chociaż od 2013 r. różnica między wartościami stopy bezrobocia według płci wykazywała tendencję spadkową. Najniższą stopą bezrobocia cechowały się kobiety z wykształceniem wyższym, natomiast kobiety z wykształceniem

gimnazjalnym, podstawowym i niepełnym podstawowym znajdowały się w najgorszej sytuacji na rynku pracy. Należy jednak podkreślić, że w latach 2016–2018 stopa bezrobocia w tej grupie spadła poniżej stopy bezrobocia mężczyzn. Mogło to być spowodowane wzrostem przepływu do bierności zawodowej na skutek obniżenia wieku emerytalnego. Do dezaktywizacji zawodowej tej grupy kobiet mogło się również przyczynić wprowadzenie programu „Rodzina 500+”.

Wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania, stan cywilny oraz pobieranie zasiłku dla bezrobotnych wpływały w niektórych latach na prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do zatrudnienia i bierności zawodowej. Największe prawdopodobieństwo przepływu z bezrobocia do bierności zawodowej w porównaniu z kategoriami bazowymi występowało wśród mężczyzn i kobiet w wieku 55 lat i więcej. Osoby z najstarszej grupy wieku w sytuacji dłuższego pozostawania bezrobotnymi z reguły decydowały się na dezaktywizację zawodową.

Największe względne ryzyko przepływu z zatrudnienia do bezrobocia oraz z zatrudnienia do bierności zawodowej w latach 2015–2018 dotyczyło kobiet w wieku 15–24 lat. Większe prawdopodobieństwo odpływu do bierności zawodowej może wynikać z obowiązków rodzinnych lub chęci podnoszenia poziomu wykształcenia.

Wobec niekorzystnych prognoz demograficznych niepokojący jest wzrost relatywnych szans przepływu z zatrudnienia oraz bezrobocia do bierności zawodowej osób w wieku 55 lat i więcej. Konieczne jest wprowadzenie zachęt do wydłużania aktywności zawodowej tej grupy wieku.

Istotny wpływ na prawdopodobieństwo odpływu z zatrudnienia miało wykształcenie. Należy jednak podkreślić, że poziom wykształcenia w większym stopniu ograniczał ryzyko utraty pracy i przepływu z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej wśród kobiet. Kobiety z wykształceniem wyższym miały najmniejsze relatywne szanse przepływu z zatrudnienia do bezrobocia oraz bierności zawodowej. Ponadto kobiety z tej grupy miały w latach 2017 i 2018 największe szanse znalezienia pracy w porównaniu z kategorią bazową.

Przeprowadzone analizy pozwoliły na określenie wpływu płci badanych na ich pozycję na rynku pracy. W celu weryfikacji znaczenia programu „Rodzina 500+” oraz powrotu do wieku emerytalnego 60 lat dla kobiet i 65 lat dla mężczyzn dla sytuacji na rynku pracy konieczne jest podjęcie dalszych, bardziej szczegółowych badań.

Bibliografia

- Cameron, A. C., Trivedi, P. K. (2015). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511811241>.
- Duch-Krzyszczek, D., Sarata, N. (2007). *Program Narodów Zjednoczonych ds. Rozwoju*. Warszawa: Fundacja Fundusz Współpracy.

- Eurostat, GUS. (b.r.). *Życie kobiet i mężczyzn w Europie: portret statystyczny*. <https://stat.gov.pl/kobiety-i-mezczyzni-w-europie/index.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2014a). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2010–2012*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-w-latach-2010-2012,5,3.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2014b). *Kobiety i mężczyźni na rynku pracy*. Warszawa. https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5821/1/5/1/pw_kobiety_i_mezczyzni_na_ryнку_pracy.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (2016). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2013–2015*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-w-latach-2013-2015,5,4.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2017a). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski: IV kwartał 2016*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-iv-kwartał-2016-roku,4,23.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2017b). *Osoby młode na rynku pracy w 2016 r.* Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/osoby-młode-na-ryнку-pracy-w-2016-r-,27,2.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2018a). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski: IV kwartał 2017 r.* Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-iv-kwartał-2017-roku,4,28.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2018b). *Kobiety i mężczyźni na rynku pracy*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/opracowania/kobiety-i-mezczyzni-na-ryнку-pracy-2018,1,7.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2019a). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski: IV kwartał 2018 r.* Warszawa. https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5475/4/32/1/aktywnosc_ekonomiczna_ludnosci_polski_iv_kwartał_2018.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (2019b). *Praca a obowiązki rodzinne w 2018 r.* Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/praca-a-obowiazki-rodzinne-w-2018-roku,25,3.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2020). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski: IV kwartał 2020 r.* Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/aktywnosc-ekonomiczna-ludnosci-polski-iv-kwartał-2020-roku,4,40.html>.
- Gruza, M., Hordyjewicz, T. (2014). *Klasyfikacja zawodów i specjalności na potrzeby rynku pracy: tworzenie i stosowanie*. Warszawa: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej. <https://psz.praca.gov.pl/documents/10240/54723/KZiS%20Tworzenie%20i%20stosowanie%20na%20www.pdf/c0c1b987-546a-42c9-b49a-7ed9f5f1a4eb?t=1433167206000>.
- Haponiuk, M. (2014). Sytuacja kobiet na rynku pracy w Polsce. W: M. Kielkowska (red.), *Rynek pracy wobec zmian demograficznych* (s. 38–51). Warszawa: Instytut Obywatelski.
- Kotowska, I. E. (red.). (2009). *Strukturalne i kulturowe uwarunkowania aktywności zawodowej kobiet w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kucharski, L., Kwiatkowski, E. (2020). Pозиция рoзных групп oсoб на рынке pracy a stan кониунктуры в Польше. *Ekonomista*, (5), 673–695.
- Magda, I., Brzeziński, M., Chłoń-Domińczak, A., Kotowska, I. E., Myck, M., Najsztub, M., Tyrowicz, J. (2019). „Rodzina 500+” – ocena programu i propozycje zmian. Warszawa: Forum Obywatelskiego Rozwoju. <https://for.org.pl/pl/publikacje/raporty-for/raport-rodzina-500-plus-ocena-programu-i-propozycje-zmian>.

- Magda, I., Kielczewska, A. (2018). *Polityka rodzinna a podaż pracy kobiet w Polsce w latach 2010–2016*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Reluga, M., Bielski, P., Luzziński, M., Ogonek, G., Soszyński, K., Sulewski, M. (2019). *Punkty zwrotne (wciąż) przed nami Polska: Perspektywy 2019*. Warszawa: Santander Bank Polska, Departament Analiz Ekonomicznych. https://static3.santander.pl/asset/m/_/p/m_pl_2019_01_92710.pdf.
- Stańczyk, A. (2016). *Rynek pracy kobiet w zestawieniach statystycznych – wybrane aspekty*. Lublin: Wojewódzki Urząd Pracy w Lublinie, Wydział Badań i Analiz.
- Ustawa z dnia 26 czerwca 1974 r. Kodeks pracy (Dz.U. 2020 poz. 1320).
- Wiśniowski, A. (2012). Modele zmiennych wielomianowych nieuporządkowanych. W: M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria: modele i metody analizy danych indywidualnych* (s. 123–184). Warszawa: Oficyna a Wolters Kluwer business.

50. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

50th Polish Nationwide Statistical Competition

W czerwcu 2021 r. zakończył się 50. Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (OKS), organizowany przez Centralną Bibliotekę Statystyczną im. Stefana Szulca, pod patronatem Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego. W jubileuszowym konkursie wzięli udział uczniowie kilkudziesięciu szkół średnich. Ich zadaniem było opracowanie w formie pisemnej, na podstawie informacji zaczerpniętych z *Małego Rocznika Statystycznego Polski (MRSP)*, jednego z trzech tematów zaproponowanych przez organizatora. Tematy konkursowe nawiązywały do prowadzonego w tym roku przez GUS Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań i brzmiały następująco:

1. Na podstawie rozdziału 6 *Małego Rocznika Statystycznego* (wyd. 2020 lub 2019) scharakteryzuj dochody gospodarstw domowych w Polsce.
2. Opisz stan mieszkalnictwa w Polsce na podstawie rozdziału 6 *Małego Rocznika Statystycznego* (wyd. 2020 lub 2019).
3. Oceń wyposażenie gospodarstw domowych w Polsce na podstawie rozdziału 6 *Małego Rocznika Statystycznego* (wyd. 2020 lub 2019).

W 50. OKS wzięli udział uczniowie z całej Polski, głównie ze szkół uczestniczących w poprzednich edycjach konkursu. Nadesłane prace prezentowały wysoki i wyrównany poziom. W ocenie jury najlepsze i najpełniejsze było opracowanie Jakuba Wiśniewskiego, ucznia Zespołu Szkół nr 2 w Stargardzie, który po raz drugi z rzędu zwyciężył w OKS. Jego ciekawy esej, ujmujący temat w nowatorski sposób i wzbogacony prezentacją w programie PowerPoint, traktował o dochodach gospodarstw domowych w Polsce. Prezentacja zawierała opis badania statystycznego zrealizowanego przez autora w dniach 24–26 kwietnia 2021 r. wśród mieszkańców woj. zachodniopomorskiego. Badanie składało się z wywiadu, ankiety i rozmowy z ekspertami na temat dochodów i wydatków gospodarstw domowych. Na podstawie wyników badania uczeń przeprowadził analizę statystyczną zjawiska i przedstawił ją na wykresach. Ten pomysł znacząco wybiegał poza ramy standardowej pracy konkursowej.

Laureaci II nagrody (przyznanej ex aequo): Aleksandra Chuda, Jakub Danelski i Wiktoria Wipplinger wybrali trzy różne tematy konkursowe. Ich prace wyróżniały się przede wszystkim dogłębną analizą danych statystycznych zawartych w *MRSP*. Uczniowie samodzielnie opracowali tablice, w sposób poprawny metodologicznie opisali zjawiska oraz przeprowadzili przemyślaną i dojrzałą analizę tematu.

Laureaci III nagrody (również przyznanej ex aequo): Amelia Kowalczyk, Jakub Małańczuk i Michał Pirga wykazali się ponadprzeciętną wiedzą statystyczną opartą na danych zaczerpniętych z *MRSP*. Warto zaznaczyć, że swoje referaty przygotowali bardzo starannie zarówno pod względem merytorycznym, jak i formalnym. Pełną listę laureatów i przyznanych nagród zawiera zestawienie.

Zestawienie wyników 50. Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego

Miejsce	Nagroda	Laureat	Szkoła	Opiekun
I	laptop	Jakub Wiśniewski	Zespół Szkół nr 2 w Stargardzie	Jolanta Stępczyńska
II	smartfon	Aleksandra Chuda	Zespół Szkół Zawodowych im. Stefana Bobrowskiego w Rawiczu	Rafał Jędrzejak
		Jakub Danelski	Zespół Szkół Powiatowych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzeli	Rafał Burczyński
		Wiktoria Wipplinger	Liceum Ogólnokształcące Centrum Szkół Mundurowych im. Powstania Zamojskiego w Zamościu	Krzysztof Dobek
III	czytnik e-booków	Amelia Kowalczyk	II Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy	Beata Kucia
		Jakub Małańczuk	Centrum Kształcenia Zawodowego i Ustawicznego nr 3 „Ekonomik” w Zielonej Górze	Aleksandra Kozikowska
		Michał Pirga	Zespół Szkół Technicznych w Strzyżowie	Elżbieta Niewolska
IV	album	Alicja Antosiak Katarzyna Łączyńska Łukasz Przewodowski	Zespół Szkół Powiatowych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzeli	Rafał Burczyński
		Gabriela Białkowska Julia Burzyńska Amelia Cabel Natalia Cieśla Jakub Chojnacki Joanna Góralska Daniel Herner Klaudia Jancz Kacper Jaromij Martyna Kowalik Mariola Żakowska	Zespół Szkół Ekonomicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku	Anna Jachurska
		Patrycja Jędras Dominika Kostro	Zespół Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokim Mazowieckiem	Agnieszka Grabowska
		Krystian Karaev	Zespół Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim	Jolanta Kida
		Michał Nagórny	II Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy	Beata Kucia
		Radosław Niziołek Patrycja Wińska	Zespół Szkół Zawodowych im. Stefana Bobrowskiego w Rawiczu	Rafał Jędrzejak
		Monika Paździora	Centrum Kształcenia Zawodowego i Ustawicznego nr 3 „Ekonomik” w Zielonej Górze	Aleksandra Kozikowska
		Nikola Ulman	Zespół Szkół im. gen. Sylwestra Kaliskiego w Górze	Janina Ziombra

Zestawienie wyników 50. Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego (dok.)

Miejsce	Nagroda	Laureat	Szkoła	Opiekun
V	album	Emilia Bagniak Daria Holeniewska Amelia Jabłońska Dominika Jaszek Magdalena Kędzia Kesja Sz wajkowska Noemi Sz wajkowska	Zespół Szkół Ekonomicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku	Anna Jachurska
		Izabela Grabas Karolina Turczyk	Centrum Kształcenia Zawodowe- go i Ustawicznego nr 2 w Prze- myślu	Katarzyna Gembarzewska
		Martyna Mazur	II Liceum Ogólnokształcące w To- maszowie Lubelskim	Jolanta Kida
		Julia Zięba Karolina Zięba	II Liceum Ogólnokształcące im. Hugona Kołłątaja w Wałbrzychu	Anna Wojtowicz

Jury przyznało też nagrodę specjalną (albumy i wydawnictwa GUS) Zespołowi Szkół Ekonomicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku za największą liczbę prac nadesłanych na tegoroczny konkurs.

Cel konkursu, jakim jest rozwijanie wśród młodzieży wiedzy o statystyce i promo-
cja statystyki, został osiągnięty. Wydaje się, że formuła OKS, nieznacznie zmieniona
w ciągu półwiecza, nie starzeje się i przyciąga nowych uczestników. To cieszy i budu-
je. Dziękujemy serdecznie wszystkim uczestnikom, gratulujemy zwycięzcy i pozosta-
łym nagrodzonym uczniom. Zapraszamy do udziału w przyszłorocznej edycji kon-
kursu.

Bożena Łazowska

Centralna Biblioteka Statystyczna, Polska / Central Statistical Library, Poland
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3235-5485>

Recenzja książki *Zrównoważony rozwój społeczno-gospodarczy gmin oraz podregionów i regionów w Polsce* pod redakcją Eugeniusza Sobczaka

*Review of the book *Sustainable socio-economic development of gminas subregions and regions in Poland* edited by Eugeniusz Sobczak*



Język/Language: polski/angielski / Polish/English

Wydawnictwo/Publisher: Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej

Miejsce i rok wydania / Place and year of publication: Warszawa 2020

Liczba stron / Number of pages: 124

Koncepcja zrównoważonego rozwoju stała się w ostatnich latach przedmiotem zainteresowania wielu naukowców i badaczy, którzy analizują to zagadnienie zarówno w ujęciu teoretycznym, jak i praktycznym. Wcielanie w życie założeń zrównoważonego rozwoju (nazywanego także rozwojem trwałym, ciągłym, a nawet ekorozwojem) jest istotne nie tylko w wymiarze krajowym, lecz także regionalnym i lokalnym. Odbывa się w określonych warunkach praw-

nych, ekonomicznych, społecznych, przyrodniczych oraz politycznych i może być rozpatrywane w różnych aspektach. Publikacja pod redakcją Eugeniusza Sobczaka jest poświęcona zagadnieniom, które bezpośrednio lub pośrednio wiążą się z koncepcją zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego, w tym na poziomie niższym niż krajowy. Powstała jako praca zbiorowa składająca się z siedmiu rozdziałów.

W rozdziale I przybliżono czytelnikom temat partnerstwa i współpracy pomiędzy jednostkami samorządu terytorialnego a organizacjami pozarządowymi. Autorzy syntetycznie opisali uwarunkowania, formalnoprawne podstawy i formy tej współpracy, a także bariery, na jakie ona natrafia. Szczególną uwagę zwrócili na nierówność stron – asymetrię władzy samorządowej i organizacji pozarządowych. We wprowadzeniu pojawiła się zapowiedź przedstawienia konkretnych rozwiązań i rekomendacji mających na celu podniesienie jakości tej współpracy – koniecznej do osiągnięcia kompromisu niezbędnego w zrównoważonym rozwoju – ale trudno odnaleźć je w opracowaniu.

Autor rozdziału II przyjrzał się zagadnieniu zróżnicowania poziomu i tempa wzrostu gospodarczego polskich województw i podregionów na poziomie NUTS 3, mierzonego dwiema wielkościami: PKB i wartością dodaną brutto. Posługując się tymi wskaźnikami, wskazał terytoria, które w latach 2002–2016 rozwijały się najszybciej, i te, które rozwijały się najwolniej. Ta część opracowania ma charakter empirycznej analizy danych, bez odniesień do uwarunkowań czy czynników mogących wpływać na prezentowane wyniki analizy dynamiki zmiennych.

Tematem rozdziału III są potencjał instytucjonalny i skuteczność administracji publicznej jako elementy wpływające na zrównoważony rozwój. Autorka przedstawiła wskaźniki odnoszące się do jakości stanowionego prawa, rządów i efektywności rządzenia, zaufania do instytucji publicznych, sądów i mediów, a także bezpieczeństwa i poczucia wpływu na losy kraju. Zaprezentowała też podstawowe dane ekonomiczne charakteryzujące nasz kraj oraz poziom wynagrodzeń w administracji i jej informatyzację. Na tej podstawie podjęła próbę oceny zmian instytucjonalnych w Polsce. Nie rozwinęła jednak, zasygnalizowanego we wstępie, wątku dotyczącego wpływu analizowanego zagadnienia na realizację założeń zrównoważonego rozwoju na poziomie kraju, regionu i gminy.

Rozdział IV został poświęcony bezrobociu oraz aktywnym formom walki z tym zjawiskiem na przykładzie rynku pracy w Łęborku. Autor pokazał, jak w trzech kolejnych latach kształtowała się tam stopa bezrobocia, a także omówił wybrane formy aktywizacji zawodowej bezrobotnych stosowane w latach 2018 i 2019. Opracowanie ma charakter typowego studium przypadku. Krótki horyzont czasowy analizy i brak powiązania omawianego zagadnienia ze stanowiącą temat przewodni publikacji koncepcją zrównoważonego rozwoju pozostawia czytelnika z uczuciem niedosytu.

Autorzy rozdziału V podjęli temat pomiaru poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego z wykorzystaniem syntetycznego miernika rozwoju, który – analizowany w długich szeregach czasowych – może być wykorzystywany do oceny narastania dysproporcji rozwojowych gmin. Do budowy miernika wybrali 15 wskaźników odnoszących się do sytuacji finansowej gmin, podmiotów gospodarczych, pracujących i bezrobotnych oraz migracji, poziomu wykształcenia i udziału ludności korzystającej z urządzeń infrastruktury komunalnej. Wartości syntetycznego miernika rozwoju obliczyli dla gmin wiejskich za lata 2003–2015. Na podstawie przeprowadzonych analiz sformułowali wnioski odnoszące się do przestrzennego rozmieszczenia gmin „uciekających” i „odstających” pod względem poziomu rozwoju. Zaproponowali także rekomendacje odnoszące się do wykorzystywania dobrych praktyk, analizy SWOT oraz współpracy jednostek samorządu terytorialnego jako elementów wspierających procesy rozwojowe w podstawowych jednostkach samorządu terytorialnego w Polsce.

Rozdział VI dotyczy specjalnych stref rewitalizacji – jednego z instrumentów równoważenia rozwoju gmin. Autorzy omówili zarówno zasady funkcjonowania takich stref, jak i narzędzia, które mogą być na ich terenie wykorzystywane przez gminy. W dalszej części rozdziału scharakteryzowali specjalne strefy rewitalizacji powołane w Polsce na mocy Ustawy z dnia 9 października 2015 r. o rewitalizacji oraz opisali wykorzystywane w nich narzędzia. Analizy przeprowadzone przez Instytut Rozwoju Miast i Regionów wskazują, że narzędziami najczęściej stosowanymi przez gminy i ocenianymi przez nie jako skuteczne są dotacje do remontów nieruchomości prywatnych oraz prawo pierwokupu. Szkoda, że autorzy nie wykorzystali wyników badań statystyki publicznej z zakresu rewitalizacji¹.

Publikację zamyka rozdział poświęcony formalnoprawnym aspektom zarządzania finansami w jednostkach samorządu terytorialnego. Autor bardzo pobieżnie przedstawił istotę i specyfikę finansów jednostek samorządu terytorialnego, jak również ich podstawy prawne, określające zasady zarządzania finansami samorządowymi. W dalszej kolejności omówił zagadnienia nadzoru i kontroli nad działalnością jednostek samorządu terytorialnego, zwłaszcza w sferze finansów, oraz dyscypliny finansów publicznych. Podjął się także oceny wpływu wielkości wydatków gmin *per capita* na poziom zrównoważonego rozwoju tych jednostek mierzonego zgodnie z metodologią Uniwersytetu Warszawskiego (ale bez jej prezentacji czy komentarza). Ta część opracowania w zasadzie nie odnosi się do tematyki zrównoważenia rozwoju gmin.

Rozważania zawarte w recenzowanej publikacji można potraktować jako wkład w toczącą się obecnie dyskusję na temat zrównoważonego rozwoju. Część podjętych w niej zagadnień jest niezbyt często poruszana w kontekście równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego, co może zainspirować innych badaczy do zainteresowania się nimi. Pozycję można zatem polecić szczególnie osobom, które poszukują przedmiotu badań z zakresu równoważenia rozwoju gmin, powiatów, województw i całego kraju.

Dorota Wyszowska

Uniwersytet w Białymstoku, Wydział Ekonomii i Finansów; Urząd Statystyczny w Białymstoku, Polska / University of Białystok, Faculty of Economics and Finance; Statistical Office in Białystok, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1084-5341>

¹ Zob. *Pozysskanie danych z zakresu rewitalizacji na poziomie gmin za lata 2018–2019*. <https://stat.gov.pl/statystyki-eksperymentalne/obszary-funkcjonalne-oraz-dostepnosc-terytorialna/pozysskanie-danych-z-zakresu-rewitalizacji-na-poziomie-gmin-za-lata-2018-2019,12,1.html>.

WYDAWNICTWA GUS. LIPIEC 2021 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. JULY 2021

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: *Wypadki przy pracy i problemy zdrowotne związane z pracą*
Title: *Accidents at work and work-related health problems*

Język: polski, angielski
Language: Polish, English

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Najnowsza publikacja z serii poświęconej wypadkowości oraz dolegliwościom zdrowotnym związanym z pracą zawodową. Opracowanie, o charakterze analitycznym, dostarcza informacji m.in. o czynnikach, które mogą niekorzystnie wpływać na zdrowie fizyczne lub dobrostan psychiczny, skali wypadków przy pracy i długości przerw z nimi związanych, rodzaju problemów zdrowotnych spowodowanych lub pogłębionych przez wykonywaną pracę, a także ich oddziaływaniu na codzienną aktywność zawodową i pozazawodową. Dane za II kwartał 2020 r. przedstawiono w skali kraju oraz w układzie województw. Publikację uzupełniają uwagi metodologiczne i aneks tabelaryczny.

W lipcu br. ukazały się ponadto:

- „Biuletyn statystyczny” nr 6/2021;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (maj 2021 r.);*
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2021 (lipiec 2021);*
- *Mały Rocznik Statystyczny Polski 2021;*
- *Polska w Unii Europejskiej 2021 [folder];*
- *Powierzchnia i ludność w przekroju terytorialnym w 2021 r.;*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w czerwcu 2021 r.;*
- *Produkcja wyrobów przemysłowych w 2020 r.;*
- *Rachunki narodowe według sektorów instytucjonalnych w latach 2016–2019;*
- *Rocznik Demograficzny 2021;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w I półroczu 2021 r.;*

- *Trwanie życia w 2020 r.*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 7/2021;
- *Zwierzęta gospodarskie w 2020 r.*

Wersje elektroniczne wszystkich publikacji GUS są dostępne na stronie stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z.

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

Justyna Gustyn

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

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 9 lutego 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych „WS” otrzymała 40 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: 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), ICI Journals Master List, ICI World of Journals, Norwegian Register for Scientific Journals and Publishers (The Nordic List) oraz POL-index.

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 i słowa kluczowe powinny być podane w językach polskim i angielskim.

Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. W osobnym pliku (najlepiej w formacie Excel) należy podać dane do wykresów.

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, 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 i niezłożeniu jej w innym wydawnictwie, zawierającego zgodę na przeniesienie autorskich praw majątkowych, numer ORCID, afiliację lub afiliacje oraz dane kontaktowe autora, wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma. Oryginał oświadczenia należy wysłać na adres: Redakcja „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”, Główny Urząd Statystyczny, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa.

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.

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. Znajdują się tam 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 przeredagowania 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 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, recenzentów i wydawcę.

3.1. Odpowiedzialność autorów

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

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

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

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

1. Rada Naukowa (RN) kształtuje profil programowy czasopisma, określa kierunki jego rozwoju i konsultuje jego zakres merytoryczny.
2. Kolegium Redakcyjne (KR) podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu z uwzględnieniem ocen recenzentów oraz opinii zespołu redakcyjnego. W swoich rozstrzygnięciach członkowie KR kierują się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Oceniają artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.
3. Zespół redakcyjny, wyodrębniony z KR, tworzą redaktor naczelny i jego zastępca, redaktorzy tematyczni i redaktor merytoryczny. Członkowie zespołu redakcyjnego weryfikują nadsyłane artykuły pod względem merytorycznym, oceniają ich zgodność z celem i zakresem tematycznym „WS” oraz sprawdzają spełnienie wymogów redakcyjnych i przestrzeganie zasad rzetelności naukowej. Ponadto wybierają recenzentów w taki sposób, aby nie wystąpił konflikt interesów, i dbają o zapewnienie uczciwego, bezstronnego i terminowego procesu recenzowania.
4. Za sprawny przebieg procesu wydawniczego, informowanie 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. Użytkownicy mogą czytać, pobierać, kopiować, drukować i wykorzystywać do innych celów artykuły zamieszczone online, zgodnie z właściwymi przepisami o dozwolonym użytku, pod warunkiem wskazania źródła pochodzenia artykułu. Inne sposoby wykorzystania treści artykułów „WS” wymagają zgody wydawcy.
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, ORCID, adres e-mail, afiliacja. 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, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania wraz z wnioskami;
 - 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 wyliczeniach 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). Dane, na podstawie których opracowano wykresy, należy przekazać osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
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 – małą literą, pismem pochyłym i pogrubionym (np. $\mathbf{a}$, $\mathbf{w}$, $\mathbf{y}(x)$, $\mathbf{w}_i$); macierzy – dużą literą i pismem pogrubionym (np. $\mathbf{A}$, $\mathbf{M}$, $\mathbf{Y}(x)$, $\mathbf{M}_i$).
19. Objaśnienia 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 jakiegokolwiek wątpliwości odbiorców, autor powinien wskazać stosowne źródło podawanej informacji.

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

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

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

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

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy podać 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 ułożyć je alfabetycznie 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 / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji]</i> . Nazwa instytucji, w której powstaje lub powstał maszynopis.
Opublikowany nieformalnie	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). <i>Tytuł artykułu</i> . https://xxx .
Książka	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Dostępna w internecie, z DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx .
Dostępna w internecie, bez DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://xxx .
W przekładzie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (tłum. Y. Nazwisko). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Wydanie wielotomowe: tom zatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki: nr tomu. Tytuł tomu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
tom niezatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr tomu). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Kolejne wydanie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr wydania). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Pod redakcją: w języku polskim	Nazwisko, X. (red.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
w języku angielskim	Nazwisko, X. (Ed.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: 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). Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Inne prace	
Raport: autor indywidualny	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
autor instytucjonalny	Nazwa instytucji. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Working Papers	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> (nazwa serii i numer). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Materiały z konferencji: nieopublikowane	Nazwisko. X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł pracy</i> [typ wystąpienia, np. referat]. Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
opublikowane	Nazwisko. X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> . Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
Rozprawa doktorska: nieopublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [niepublikowana 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.

ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW

THEMATIC SCOPE OF SECTIONS

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

Studia metodologiczne

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace przeglądowe i porównawcze oraz dotyczące etyki w statystyce. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane rezultaty badawcze mogą znaleźć efektywne zastosowanie w badaniach empirycznych oraz analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości, jak również powiększeniu zasobu informacyjnego.

Statystyka w praktyce

Dział ten zawiera artykuły poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; zamieszczane tu prace opierają się w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej. Zastosowania w praktyce obejmują również wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania. Może to też dotyczyć opracowań stosujących nowoczesne techniki programistyczne pozwalające na efektywną komunikację z systemami informacyjnymi oraz ułatwiające wykorzystanie danych wynikowych. Publikowane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych rozwiązań w tym zakresie.

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze

To blok tematyczny zawierający artykuły wskazujące i podejmujące wyzwania badawcze, które są szczególnie istotne ze względu na rosnące potrzeby współczesnych użytkowników danych statystycznych i wymagają zaangażowania znacznych nakładów pracy, środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki. W dziale tym publikowane są również opracowania dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z data science i big data, a zatem problematyki bardzo często powiązanej z działaniami interdyscyplinarnymi.

Edukacja statystyczna

W tym dziale zamieszczane są artykuły dotyczące metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

Z dziejów statystyki

Prace publikowane w tym dziale poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi. Ponadto zamieszczane są tu informacje dotyczące życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

Dyskusje. Recenzje. Informacje

Jedyny dział zawierający teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych. Obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach dotyczących statystyki polskiej i międzynarodowej, a także sprawozdania z konferencji naukowych, recenzje książek i opracowań z zakresu statystyki i jej zastosowań, rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych z tego obszaru wiedzy, jak również odpowiedzi autorów na recenzje oraz polemiki, dyskusje i sprostowania dotyczące artykułów zamieszczonych na łamach czasopisma.