

Cena 12,34 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
GRUDZIEŃ 2019
DECEMBER

Numer 12 (703)
Issue



Cena 12,34 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
ROK LXIV
VOLUME 64
GRUDZIEŃ
DECEMBER 2019

Numer
Issue **12** (703)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) – Uniwersytet Szczeciński, prof. Anthony Arundel – University of Tasmania in Hobart, dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. IPISS – Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, prof. Eric Bartelsman – Vrije Universiteit Amsterdam, prof. dr hab. Czesław Domański – Uniwersytet Łódzki, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, prof. Semen Matkovskiy, PhD – Ivan Franko National University of Lviv, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa – Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, prof. dr hab. Józef Oleński – Uczelnia Łazarskiego, prof. dr hab. Tomasz Panek – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, prof. Juan Manuel Rodríguez Poo – University of Cantabria, assoc. prof. ing. Iveta Stankovičová, PhD – Comenius University in Bratislava, prof. dr hab. Marek Walesiak – Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, prof. dr hab. Józef Zegar – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

prof. Tudorel Andrei – Bucharest Academy of Economic Studies, mgr Renata Bielak – Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpiął-Wolan – Uniwersytet Rzeszowski, dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jacek Kowalewski – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jan Kubacki – Urząd Statystyczny w Łodzi, mgr Władysław Wiesław Łagodziński – Polskie Towarzystwo Statystyczne, dr Grażyna Marciniak, dr hab. Andrzej Młodak – Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego w Kaliszu, dr Stanisław Paradysz, dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ing. Marek Rojček, PhD – University of Economics Prague, assoc. prof. Anna Shostya, PhD – Pace University in New York, dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US – Uniwersytet Szczeciński, dr Wioletta Wrzaszcz – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, dr inż. Agnieszka Zgierska – Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

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

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

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

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

redaktorzy językowi / language editors: Ewa Antoniak, Xawery Stańczyk, Małgorzata Zygmunt (język polski), Waleria Wrennall (język angielski)

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

GUS, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 32 25

e-mail: redakcja.ws@stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na ws.stat.gov.pl

An electronic edition of the journal is an original one. It is available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 31 45

Informacje w sprawie nabywania czasopism / Information on purchasing of the journal

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

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny / technical editor)

Ewa Krawczyńska (skład i łamanie / typesetting)

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy / Proof-Reading Section supervised by Bożena Gorczyca

Andrzej Kajkowski (wykresy/figures)

Indeks 381306

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is realised by RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Orders at www.prenumerata.ruch.com.pl

Spis treści Contents

OD REDAKCJI	4
FROM THE EDITORIAL TEAM	
STATYSTYKA W PRAKTYCE	
STATISTICS IN PRACTICE	
Marek Obrębalski, Marek Walesiak	
Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych – podejście hybrydowe	7
Assessment of the situation of young people in the labour market in border regions – hybrid approach	
Adam Baszyński	
Konkurencja w sektorze bankowym w Rosji	27
Competition in the banking sector in Russia	
Małgorzata Grzywińska-Rapca, Małgorzata Kobylińska	
Regionalne zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych	46
Regional variation in household income	
STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE	
INTERDISCIPLINARY STUDIES. RESEARCH CHALLENGES	
Piotr Zapadka	
Tajemnica statystyczna jako element ochrony konstytucyjnego prawa do prywatności	58
Statistical confidentiality as an element of the protection of the constitutional right to privacy	
Z DZIEJÓW STATYSTYKI	
FROM THE HISTORY OF STATISTICS	
Czesław Domański, Włodzimierz Okrasa	
Wkład polskiej myśli statystycznej w rozwój światowej statystyki.....	68
The contribution of the Polish statistical thought to the development of international statistics	
INFORMACJE. RECENZJE. DYSKUSJE	
INFORMATION. REVIEWS. DISCUSSIONS	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Listopad 2019	82
Publications of Statistics Poland. November 2019	
SPIS TREŚCI NUMERÓW 1–12/2019	84
CONTENTS OF THE ISSUES 1–12, 2019	
DLA AUTORÓW	90
FOR THE AUTHORS	
ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW	100
THEMATIC SCOPE OF SECTIONS	

Od redakcji

W grudniowym wydaniu „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” zamieszczamy trzy artykuły dotyczące zastosowań wybranych narzędzi statystycznych w praktyce, jedną pracę z zakresu studiów interdyscyplinarnych oraz artykuł poświęcony historii statystyki.

Wydanie otwiera artykuł Marka Obrębalskiego i Marka Walesiaka *Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych – podejście hybrydowe*. Autorzy posługują się skalowaniem wielowymiarowym w przestrzeni dwuwymiarowej i na jego podstawie wykonują porządkowanie liniowe. Korzystają przy tym z danych Eurostatu (baza REGIO) o przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018. Do oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy stosują miarę agregatową i dekompozycję Theila. Autorzy wskazują na znaczną poprawę sytuacji młodych ludzi we wszystkich regionach przygranicznych, zwracając jednak uwagę, że w polskich regionach jest ona gorsza niż w niemieckich i czeskich. Zauważają przy tym, że stopień międzyregionalnych dysproporcji się zmniejszył.

W artykule *Konkurencja w sektorze bankowym w Rosji* Adam Baszyński podejmuje próbę oceny konkurencyjności sektora bankowego w Rosji. Używa w tym celu danych ze sprawozdań finansowych banków zaczerpniętych z BankScope za lata 2010–2015. Autor wykorzystuje wskaźniki koncentracji, oblicza niestrukturalne miary konkurencji i porównuje konkurencję na rynku usług bankowych w Rosji z gospodarkami Brazylii, Indii i Chin. Wykazuje, że konkurencję na rynku usług bankowych w Rosji można określić jako monopolistyczną, podobnie jak w pozostałych analizowanych krajach, przy czym struktura rynku rosyjskiego jest w porównaniu z nimi mniej konkurencyjna.

Celem artykułu Małgorzaty Grzywińskiej-Rąpcy i Małgorzaty Kobylińskiej *Regionalne zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych* jest określenie zróżnicowania województw pod względem poziomu dochodów przypadających na osobę w gospodarstwach domowych, z uwzględnieniem źródeł owych dochodów. Autorki korzystają z danych jednostkowych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonego w 2016 r. Na podstawie analizy z zastosowaniem metody *k*-medoidów autorki uznają, że na przynależność do określonego skupienia w największym stopniu wpływały dochody ze stałej pracy najemnej za granicą. Zwracają również uwagę na to, że gospodarstwa domowe poszukują dodatkowych źródeł utrzymania w zależności od potencjału gospodarczego regionu.

Tajemnica statystyczna jako element ochrony konstytucyjnego prawa do prywatności to temat podjęty przez Piotra Zapadkę. Autor wskazuje, w jakim stopniu proces gromadzenia danych statystycznych przewidziany w ustawie o statystyce publicznej stanowi uprawnioną i prawnie dozwoloną ingerencję w sferę konstytucyjnych wolności i praw osób fizycznych. Dokonuje analizy regulacji dotyczących prawa międzynarodowego oraz prawa polskiego i konkluduje, że tajemnica statystyczna pełni funkcje ochronne wobec prawa do prywatności osób fizycznych zagwarantowanego w art. 47 Konstytucji RP.

Czesław Domański i Włodzimierz Okrasa w artykule *Wkład polskiej myśli statystycznej w rozwój światowej statystyki* przedstawiają dorobek wybranych przedstawicieli polskiej statystyki, w tym jej prekursorów, którzy znacząco przyczynili się do rozwoju statystyki jako dyscypliny naukowej o wszechstronnych zastosowaniach w wielu dziedzinach badań. Prezentacja ta wpisuje się w rozważania autorów dotyczące istotnej roli statystyki w świetle interdyscyplinarności nauk empirycznych, zróżnicowania warunków rozwoju polskiej myśli statystycznej (m.in. pod zaborami) i wpływu tej myśli na kształt współczesnej statystyki.

Zapraszamy do lektury.

From the editorial team

In the December issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* there are three articles about practical applications of selected statistical tools, one from the realm of interdisciplinary studies and one pertaining to the history of statistics.

The issue opens with the article by Marek Obrębalski and Marek Walesiak entitled *Assessment of the situation of young people in the labour market in border regions – hybrid approach*. The authors use multidimensional scaling in a two-dimensional space in order to perform linear ordering based on its results. The data employed for the purpose of the study have been drawn from Eurostat (REGIO database) and concern border regions of Poland, Germany and the Czech Republic. The authors adopt the aggregate measure and Theil's decomposition to assess the changes in the situation of young people in labour markets in those regions. The results of their analysis indicate that the situation in all the studied regions has considerably improved, but the situation of young people in Polish border regions is worse than that of their counterparts in German and Czech regions. Having said that, however, the authors also observe that these interregional disproportions have become smaller.

Adam Baszyński's paper entitled *Competition in the banking sector in Russia* is an attempt to evaluate the competitiveness of the banking sector in Russia. For the purpose of the study, the author utilizes data on banks' financial statements for the years 2010–2015 drawn from BankScope. He uses indicators of condensation, calculates non-structural measures of competition and compares the scale of competition on the Russian banking services market with that of Brazil, India and China. He demonstrates that while in terms of competitiveness, the banking services markets both in Russia and the three other studied countries are monopolistic, the Russian market is the least competitive of them all.

The aim of Małgorzata Grzywińska-Rapca and Małgorzata Kobylińska's paper *Regional variation in household income* is to determine the scale of inter-voivodship variation in terms of the level of household income, taking into account the sources of this income. The authors use microdata from the survey on household budgets carried out in 2016. On the basis of the analysis where *k*-medoid method has been adopted, they conclude that the level of income from permanent employment abroad is the main factor determining to which cluster a particular voivodship belongs. Additionally, they demonstrate that the intensity of households' search for additional sources of income depends on the economic potential of a given region.

Statistical confidentiality as an element of the protection of the constitutional right to privacy is the title and topic of Piotr Zapadka's paper. The author shows to what extent the process of collecting and storing data, allowed under the law on public statistics, is a legal and lawful interference in the sphere of constitutional rights and freedoms of natural persons. He analyses the Polish and international regulations concerning this matter and concludes that the role of statistical confidentiality is to protect the right to privacy for natural persons, guaranteed by Art. 47 of the Polish Constitution.

Czesław Domański and Włodzimierz Okrasa, in their article entitled *The contribution of the Polish statistical thought to the development of international statistics*, introduce the work of selected Polish statisticians, including the precursors of the Polish statistical thought, who significantly contributed to the development of statistics as a scientific discipline with versatile applications to many fields of research. This presentation fits into the authors' deliberations on the significant role of statistics in the light of the interdisciplinary character of empirical sciences, on the diversification of development conditions for the Polish statistical thought (e.g. during the partitions of Poland), and on the influence of this thought on the current shape of statistics.

We wish you a pleasant reading.

Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych – podejście hybrydowe

Marek Obrębalski^a , Marek Walesiak^a 

Streszczenie. Celem badania jest pomiar zakresu i stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018 z wykorzystaniem sześciu zmiennych metrycznych. Zastosowano podejście hybrydowe, polegające na skalowaniu wielowymiarowym w przestrzeni dwuwymiarowej i przeprowadzeniu porządkowania liniowego. Syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy badanych regionów dokonano z wykorzystaniem miary agregatowej i dekompozycji Theila. Źródło danych stanowiła baza Eurostatu – REGIO. Z analiz wynika, że sytuacja młodzieży na rynku pracy we wszystkich badanych regionach znacznie się poprawiła. Polskie regiony przygraniczne są w gorszej sytuacji niż regiony niemieckie i czeskie oraz znacznie zróżnicowane w tym zakresie, przy czym należy podkreślić, że w badanym okresie stopień międzyregionalnych dysproporcji się zmniejszył.

Słowa kluczowe: młodzież na rynku pracy, podejście hybrydowe, skalowanie wielowymiarowe, miara agregatowa, dekompozycja Theila

Assessment of the situation of young people in the labour market in border regions – hybrid approach

Abstract. The aim of the paper is to measure the scope and degree of differences in the situation of young people in the labour market in the border regions of Poland, the Czech Republic and Germany in 2010 and 2018, using six metric variables. For the purpose of the study, a hybrid approach was adopted, which involved carrying out linear ordering of the studied regions on the basis of the results of multidimensional scaling. The synthetic assessment of the changes in the situation of young people in the labour market in border regions was performed using the aggregate measure and Theil's decomposition. The study was based on data from Eurostat's REGIO database. It demonstrated that the situation of young people in the labour market in all the examined regions had significantly improved in the studied period. It also showed that Polish border regions, in addition to being significantly diversified in this respect, are in a worse situation than their German or Czech counterparts, but overall, the interregional disproportions among the countries shrank in the analysed period.

Keywords: young people in labour market, hybrid approach, multidimensional scaling, composite indicator, Theil's decomposition

JEL: C38, C43, C88, J61, J64

^a Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii i Finansów.

Współczesny rynek pracy to obszar permanentnego ścierania się podaży pracy i popytu na nią. Dopasowanie tych elementów pod względem ilościowym i jakościowym jest uzależnione od warunków, na jakich dokonuje się transakcja między osobami oferującymi pracę (za określoną płacę) a jej nabywcami, czyli pracodawcami. Niedopasowanie podaży pracy i popytu na nią przejawia się m.in. w bezrobociu.

Szczególną grupę na rynku pracy stanowi młodzież do 25. roku życia, a jej udane wejście nań zależy od wielu czynników. Warto bowiem wskazać, że rynek pracy kształtują nie tylko decyzje podejmowane przez ludność aktywną zawodowo i pracodawców, lecz także decyzje administracji rządowej i samorządowej.

W analizie porównawczej regionów istotne jest dysponowanie zunifikowanym pod względem metodologicznym zbiorem danych. Z tego względu większość danych pochodzi z prowadzonej przez Eurostat bazy danych regionalnych REGIO¹ i odnosi się do jednostek terytorialnych klasyfikowanych według nomenklatury NUTS. Zbiór przygranicznych regionów, które objęto badaniem, tworzy 11 jednostek szczebla NUTS 2 – regiony sąsiadujące ze sobą wzdłuż polsko-czeskiej i polsko-niemieckiej linii granicznej:

- pięć województw: śląskie, opolskie, dolnośląskie, lubuskie i zachodniopomorskie;
- trzy czeskie regiony: morawsko-śląski (Moravskoslezsko), Środkowe Morawy (Střední Morava) i północno-wschodni (Severovýchod);
- trzy niemieckie landy: Brandenburgia (Brandenburg), Meklemburgia-Pomorze Przednie (Mecklenburg-Vorpommern) i Saksonia (Sachsen).

W celu uzyskania porównywalności przyjęto przeciętne dane dla Polski, Czech i Niemiec oraz dla Unii Europejskiej (UE-28).

Celem artykułu jest pomiar zakresu i stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018.

W literaturze przedmiotu dostępne są studia prezentujące zastosowanie metod statystycznej analizy wielowymiarowej do badania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przekroju jednostek terytorialnych różnej skali. Green, Owen i Wilson (2001) oraz Rollnik-Sadowska (2016) zastosowali analizę skupień do oceny różnic regionalnych w sytuacji młodzieży na rynku pracy w krajach UE. Perugini i Signorelli (2010) posłużyli się dynamicznymi przestrzennymi modelami panelowymi do analizy różnic i zmian w sytuacji młodzieży na rynku pracy na podstawie dwóch prób obserwacji dotyczących 199 regionów zachodniej i 35 regionów wschodniej Europy w latach 1999–2006. Analogiczne badania z wykorzystaniem dynamicznych przestrzennych modeli panelowych przeprowadzili Demidova, Marelli i Signorelli (2015) na podstawie danych z 20 regionów Włoch i 75 regionów Rosji w latach 2000–2009. W literaturze polskiej m.in. Rybicka

¹ Regional labour market statistics (reg_lmk) – <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

(2014) wykonała porządkowanie liniowe województw Polski ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy, posługując się miarą rozwoju Hellwiga (Hellwig, 1972).

W celu porównania i oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy w 2018 r. w stosunku do 2010 r. zastosowano podejście hybrydowe, polegające na przeprowadzeniu porządkowania liniowego badanych regionów na podstawie wyników skalowania wielowymiarowego. Syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku regionów przygranicznych dokonano z wykorzystaniem miary agregatowej z dekompozycją Theila.

LUDNOŚĆ REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH

Potencjał demograficzny regionów oraz zmiany jego struktury ze względu na wiek ludności wywierają istotny wpływ na przebieg procesów społeczno-gospodarczych. Stymulują m.in. stopień aktywności zawodowej, a także współdecydują o intensywności rozwoju danego obszaru w przyszłości.

Zmiany w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. były zróżnicowane pod względem zaludnienia i jego struktury (tabl. 1).

**TABL. 1. LUDNOŚĆ PRZYGRANICZNYCH REGIONÓW POLSKI, CZECH I NIEMIEC
NA TLE UE I BADANYCH KRAJÓW**

Wyszczególnienie	Ludność ogółem w tys.		Mediana wieku ludności		Odsetek ludności w wieku 15–24 lat	
	2010	2018	2010	2018	2010	2018
Polska	38023	37977	37,9	40,6	14,22	10,65
Dolnośląskie	2877	2865	39,0	41,4	13,57	9,75
Lubuskie	1010	1004	37,3	40,5	14,31	10,76
Opolskie	975	949	39,5	42,1	14,41	10,54
Śląskie	4591	4501	39,6	42,0	13,55	9,81
Zachodniopomorskie	1697	1679	38,3	41,3	13,92	10,58
Czechy	10462	10610	39,6	42,3	12,39	9,31
Region morawsko-śląski	1239	1206	39,8	42,9	13,17	9,76
Region północno-wschodni	1506	1511	39,5	42,6	12,78	9,69
Środkowe Morawy	1230	1216	39,8	42,9	12,59	9,51
Niemcy	81802	82792	44,2	46,0	11,31	10,49
Brandenburgia	2516	2504	46,8	50,2	10,08	7,40
Meklemburgia-Pomorze Przednie	1651	1611	46,8	50,0	10,69	7,65
Saksonia	4169	4081	47,1	48,8	10,05	7,89
UE-28	503171	512379	41,0	43,1	12,01	10,82

Źródło: Eurostat.

Jak wynika z tabl. 1, w analizowanym okresie wzrost liczby ludności notowano jedynie w czeskim regionie północno-wschodnim (o niespełna 0,3%). Duży spadek zaludnienia nastąpił w woj. opolskim, regionie Środkowe Morawy oraz landzie Meklemburgia-Pomorze Przednie (odpowiednio o 2,71%, 2,69% i 2,43%), a nieco mniejszy – w Saksonii i woj. śląskim (odpowiednio o 2,10% i 1,96%). Należy przy tym zaznaczyć, że w 2018 r. w stosunku do 2010 r. populacja wszystkich krajów UE wzrosła o 1,83%.

Postępujący proces starzenia się regionalnych społeczności ma odzwierciedlenie m.in. we wzroście mediany wieku ludności oraz zmniejszaniu się liczebności i udziału młodzieży w wieku 15–24 lat we wszystkich przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec.

Mediana wieku ludności UE w 2018 r. wynosiła 43,1 roku. Najstarsze są społeczności badanych regionów Niemiec, zwłaszcza Brandenburgii i Meklemburgii-Pomorza Przedniego (ponad 50 lat), najmłodsza zaś jest ludność woj. lubuskiego (40,5 roku). Najwyższy odsetek młodzieży w wieku 15–24 lat w 2018 r. notowano w województwach: lubuskim, zachodniopomorskim i opolskim (odpowiednio 10,76%, 10,58% i 10,54%), a najniższy – w landach niemieckich (Brandenburgia – 7,40%, Meklemburgia-Pomorze Przednie – 7,65%, Saksonia – 7,89%). Natomiast w UE odsetek młodzieży w wieku 15–24 lat w 2018 r. sięgał 10,82% (w 2010 r. – 12,01%).

SYTUACJA ZAWODOWA MŁODZIEŻY W BADANYCH REGIONACH

Osoby młode stanowią specyficzną grupę społeczno-zawodową, ponieważ główną aktywnością znacznej ich części jest edukacja. Podejmowanie studiów wyższych przyczynia się do występowania wysokiego odsetka biernych zawodowo wśród młodzieży. Należy jednak zaznaczyć, że studenci niejednokrotnie łączą naukę z pracą. Innym czynnikiem ograniczającym aktywność młodzieży (zwłaszcza kobiet) na rynku pracy są funkcje rodzicielskie, w tym opieka nad dziećmi. Należy przy tym wskazać, że w analizowanym okresie podwyższył się wiek kobiet rodzących pierwsze dziecko (w Polsce w 2010 r. – 26,6 roku, a w 2018 r. – prawie 28 lat). Część młodych osób decyduje się na łączenie aktywności zawodowej z wykonywaniem zadań opiekuńczych, a niekiedy podejmuje decyzje o okresowym zaprzestaniu pracy.

Jednym z wyznaczników właściwego przygotowania młodzieży do pracy jest bez wątpienia wieloetapowy proces jej kształcenia i doskonalenia. Notowane są jednak negatywne postawy młodzieży, takie jak przedwczesne przerywanie nauki i szkolenia bądź niepodjęcie nauki ani pracy zawodowej. Zagadnienie to przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. POSTAWY MŁODZIEŻY WOBEC NAUKI I PRACY

Wyszczególnienie	Przedwcześnie przerywający naukę i szkolenia w % osób w wieku 18–24 lat		Nieuczący się i niepracujący w % osób w wieku 15–24 lat	
	2010	2018	2010	2018
Polska	5,4	4,8	10,8	8,7
Dolnośląskie	5,6	3,7	12,4	8,1
Lubuskie	8,7	9,8	13,5	11,0
Opolskie	6,5	6,2 ^a	11,2	6,7
Śląskie	4,7	3,6	10,4	6,9
Zachodniopomorskie	9,1	9,1	13,0	10,7
Czechy	4,9	6,2	8,8	5,6
Region morawsko-śląski	5,4	6,4	10,5	7,3
Region północno-wschodni	4,2	5,8	8,8	5,4
Środkowe Morawy	4,1	4,4	7,5	4,8
Niemcy	11,8	10,3	8,3	5,9
Brandenburgia	9,6	11,6	10,5	7,4
Meklemburgia-Pomorze Przednie	9,3	11,1	12,0	8,0
Saksonia	7,7	7,5	10,6	5,0
UE-28	13,9	10,6	12,8	10,5

a Dane szacunkowe.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W 2018 r. w porównaniu z 2010 r. zwiększył się udział przedwcześnie przerywających naukę i szkolenia w niemal wszystkich badanych regionach przygranicznych (poza województwami: dolnośląskim, opolskim, śląskim i zachodniopomorskim oraz Saksonią). Najmniej korzystnie w tym zakresie prezentują się niemieckie landy Brandenburgia (11,6%) i Meklemburgia-Pomorze Przednie (11,1%). W czeskim regionie Środkowe Morawy 4,4% osób w wieku 18–24 lat nie kończyło nauki ani szkoleń, a w województwach dolnośląskim i śląskim było to odpowiednio 3,7% i 3,6%.

W celu dokonania oceny sytuacji młodzieży na rynku pracy badanych regionów przygranicznych istotne jest także określenie udziału grupy zwanej NEET (ang. *not in employment, education or training*). Populacja NEET jest zróżnicowana, a każda z jej licznych podgrup (m.in. poszukujący pracy, krótko- i długookresowo bezrobotni, niezdolni do pracy z powodu choroby lub inwalidztwa, obowiązków rodzinnych, zniechęceni do pracy i nauki czy też poszukujący innych możliwości życia) ma swoje specyficzne cechy i uwarunkowania (Eurofund, 2016, s. 6).

W analizowanym okresie udział młodzieży nieuczącej się i niepracującej zmniejszył się we wszystkich badanych regionach przygranicznych. W 2018 r.

najniższy był na Środkowych Morawach (4,8%), podczas gdy najwyższy – w woj. lubuskim (11,0%). Średnia w UE wynosiła 10,5%.

W latach 2010 i 2018 liczba ludności aktywnej zawodowo w wieku 15–24 lat w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec wykazywała wahania. Zmieniał się również wskaźnik aktywności ekonomicznej i zatrudnienia tej grupy ludności (tabl. 3).

TABL. 3. AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA I ZATRUDNIENIE MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT

Wyszczególnienie	Współczynnik aktywności ekonomicznej		Wskaźnik zatrudnienia	
	w %			
	2010	2018	2010	2018
Polska	34,6	35,1	26,4	31,0
Dolnośląskie	37,4	35,4	28,5	31,9
Lubuskie	35,5	34,1	26,9	31,5
Opolskie	37,3	38,5	29,3	35,0
Śląskie	33,8	33,9	25,7	29,7
Zachodniopomorskie	28,6	35,6	19,7	31,9
Czechy	30,9	30,4	25,2	28,4
Region morawsko-śląski	30,3	33,3	24,2	30,2
Region północno-wschodni	30,8	31,7	24,4	29,8
Środkowe Morawy	26,6	29,1	21,3	27,6
Niemcy	51,3	50,3	46,2	47,2
Brandenburgia	57,5	43,9	49,0	41,0
Meklemburgia-Pomorze Przednie	63,3	47,5	54,9	43,1
Saksonia	60,9	47,9	53,2	44,6
UE-28	42,9	41,7	33,7	35,3

Źródło: jak przy tabl. 1.

Aktywność ekonomiczna ludności w wieku 15–24 lat w regionach niemieckich jest wyższa niż w sąsiednich regionach czeskich i polskich. W landach notuje się jednak wyraźny jej spadek. Podobna sytuacja dotyczy, choć w mniejszym stopniu, województw dolnośląskiego i lubuskiego oraz UE (opierając się na wskaźniku dla 28 krajów). Aktywność ekonomiczna młodzieży rośnie natomiast w województwach zachodniopomorskim, opolskim i śląskim oraz w regionach czeskich.

Podobne zmiany i zróżnicowanie w analizowanym okresie wykazuje wskaźnik zatrudnienia młodzieży. Najniższe jego wartości są notowane w przygranicznych regionach czeskich. W 2018 r. na Środkowych Morawach 27,6% lud-

ności w tej grupie wieku stanowiły osoby faktycznie zatrudnione, podczas gdy w polskich – od 29,7% w woj. śląskim do 35,0% w woj. opolskim, w Saksonii – 44,6%, a w całej UE – 35,3%.

Ważne są również zmiany poziomu wskaźnika zatrudnienia. O ile w przygranicznych regionach Niemiec obserwuje się jego wyraźne obniżenie, o tyle w badanych regionach Czech i Polski widoczny jest wzrost możliwości zatrudnienia młodzieży.

Część ludności zdolnej do pracy i gotowej do podjęcia pracy odpowiadającej typowym warunkom występującym w gospodarce pozostaje bez niej pomimo podjętych poszukiwań. Bezrobocie dotyczy również młodzieży. W początkowych latach aktywności zawodowej może ono wywierać długotrwałe efekty i negatywnie wpływać na dalszą karierę. Zjawisko to, niekiedy nazywane efektem blizny (ang. *scarring effect*, Fondeville i Ward, 2014), obserwowane jest z różnym natężeniem we wszystkich badanych regionach (tabl. 4, wykr. 1).

TABL. 4. STOPA BEZROBOCIA^a OGÓŁEM MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT

Wyszczególnienie	Stopa bezrobocia ogółem		Stopa bezrobocia młodzieży			
	w %				stopa bezrobocia ogółem = 100	
	2010	2018	2010	2018	2010	2018
Polska	9,6	3,8	23,7	11,7	246,88	307,89
Dolnośląskie	11,3	3,3	23,8	9,9	210,62	300,00
Lubuskie	10,6	3,0	24,3	11,6 ^b	229,25	386,67
Opolskie	9,6	3,2	21,5	12,0 ^b	223,96	375,00
Śląskie	9,2	3,4	24,0	12,5	260,87	367,65
Zachodniopomorskie	12,4	3,8	30,9	10,5	249,19	276,32
Czechy	7,3	2,2	18,3	6,7	250,68	304,55
Region morawsko-śląski	10,2	3,7	20,0	9,3	196,08	251,35
Region północno-wschodni	7,0	2,0	20,8	5,9	297,14	295,00
Środkowe Morawy	8,8	2,2	19,9	5,1	226,14	231,82
Niemcy	7,0	3,4	9,8	6,2	140,00	182,35
Brandenburgia	9,8	4,1	14,7	6,6	150,00	160,98
Meklemburgia-Pomorze Przed- nie	12,3	4,8	13,3	9,3	108,13	193,75
Saksonia	11,2	4,0	12,6	6,7	112,50	167,50
UE-28	9,6	6,8	21,3	15,2	221,88	223,53

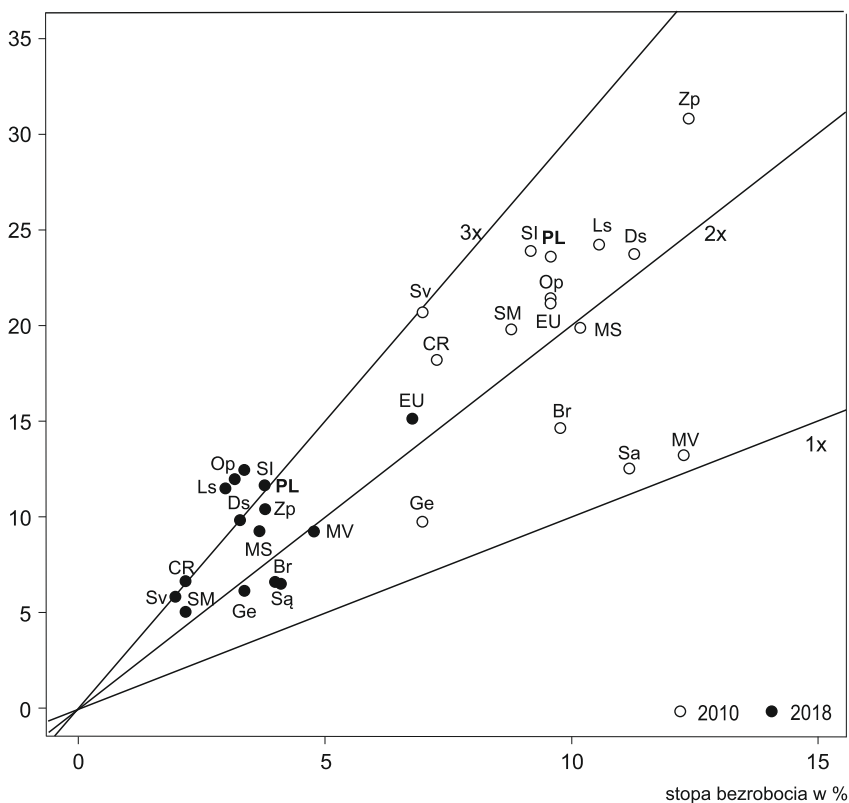
a Według Eurostatu bezrobotni to osoby w wieku 15–74 lat (w Hiszpanii, Wielkiej Brytanii i we Włoszech – w wieku 16–74 lat), które nie pracowały podczas tygodnia referencyjnego, aktywnie poszukiwały pracy w ciągu poprzedzających go czterech tygodni i były gotowe do jej rozpoczęcia natychmiast lub w ciągu dwóch tygodni.

b Dane szacunkowe.

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYKR. 1. STOPA BEZROBOCIA MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT A STOPA BEZROBOCIA OGÓŁEM W REGIONACH PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC NA TLE UE I BADANYCH KRAJÓW

stopa bezrobocia młodzieży w %



U w a g a. EU – UE-28, CR – Czechy, MS – region morawsko-śląski, Sv – region północno-wschodni, SM – Środkowe Morawy, Ge – Niemcy, Br – Brandenburgia, MV – Meklemburgia-Pomorze Przednie, Sa – Saksonia, PL – Polska, Ds – dolnośląskie, Ls – lubuskie, Op – opolskie, SI – śląskie, Zp – zachodniopomorskie. 1x, 2x, 3x – krotność stopy bezrobocia młodzieży (w wieku 15–24 lat) w stosunku do ogólnej stopy bezrobocia.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W 2018 r. w stosunku do 2010 r. w badanych regionach przygranicznych obserwuje się wyraźny spadek stopy bezrobocia. Najniższy poziom stopy bezrobocia w 2018 r. występował w czeskich regionach północno-wschodnim (2,0%) i Środkowe Morawy (2,2%) oraz w Polsce (np. w woj. lubuskim – 3,0%), a nieco wyższy – w regionach niemieckich. Sytuacja młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy jest szczególnie niekorzystna. Osoby te mają problemy ze znalezieniem pracy i stają się bezrobotne. Dotyczy to zwłaszcza polskich regionów przygranicznych, przede wszystkim woj. śląskiego, gdzie w 2018 r. stopa

bezrobocia wśród ludności w wieku 15–24 lat wynosiła 12,5%. Równie wysoki jej poziom notowano w województwach opolskim (12,0%) i lubuskim (11,6%). Najkorzystniej sytuacja w tym zakresie przedstawia się w czeskich regionach Środkowe Morawy (5,1%) i północno-wschodnim (5,9%). We wszystkich badanych regionach przygranicznych stopa bezrobocia młodzieży wyraźnie się zmniejszała. Dla porównania w 2018 r. w UE więcej niż co siódma osoba w wieku 15–24 lat pozostawała bez pracy.

Oceny sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych dokonano także na podstawie porównania bezrobocia ludności w wieku 15–24 lat oraz ogólnej stopy bezrobocia (zob. wykr. 1). W tym ujęciu zaznaczają się dość wyraźne różnice międzyregionalne. Największa różnica na niekorzyść młodzieży – ponad 3,5-krotna – charakteryzuje województwa lubuskie, opolskie i śląskie. W czeskich regionach przygranicznych oraz województwach zachodniopomorskim i dolnośląskim stopa bezrobocia młodzieży stanowi także wysoką krotność (ok. 2,3–3,0) stopy bezrobocia ogółem. Najmniejsza dysproporcja w tym zakresie dotyczy niemieckich landów. Należy przy tym wskazać, że przeciętnie w 28 krajach UE stopa bezrobocia młodzieży jest ponaddwukrotnie wyższa niż stopa bezrobocia ogółem.

METODA BADANIA

W celu porównania sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018 zastosowano podejście hybrydowe – opierając się na wynikach skalowania wielowymiarowego przeprowadzono porządkowanie liniowe badanych regionów. Syntezytyczną ocenę zmian sytuacji młodzieży przeprowadzono z wykorzystaniem miary agregatowej z dekompozycją Theila.

Do uporządkowania badanych obiektów w analizowanym okresie zastosowano dwukrokową procedurę badawczą pozwalającą na wizualizację wyników porządkowania liniowego zaproponowaną przez Walesiaka (2016). Najpierw w wyniku zastosowania skalowania wielowymiarowego otrzymuje się wizualizację rozmieszczenia obiektów w przestrzeni dwuwymiarowej. Następnie przeprowadza się porządkowanie liniowe obiektów na podstawie miary agregatowej bazującej na odległości Euklidesa od wzorca rozwoju.

Zakłada się, że zmienne służące do opisu obiektów są mierzone na skalach metrycznych (ilorazowej, przedziałowej). Wśród zmiennych wyróżnia się zmienne preferencyjne (stymulanty, destymulanty i nominanty)². Z uwagi na konstruk-

² Definicje stymulanty i destymulanty zawiera praca Hellwiga (1981, s. 48), a nominanty – praca Borysa (1984, s. 118). Definicje dostępne są również w pracy Walesiaka (2018).

cję antywzorca nominanty zmienia się w stymulanty. Współrzędne wzorca obejmują najkorzystniejsze wartości zmiennych preferencyjnych (maksymalne dla stymulant i minimalne dla destymulant). Współrzędne antywzorca obejmują najmniej korzystne wartości zmiennych preferencyjnych (minimalne dla stymulant i maksymalne dla destymulant). Z uwagi na to, że dane dotyczą dwóch okresów – t oraz q ($t < q$) – w procedurze ustala się wspólny wzorec i antywzorec na podstawie macierzy $[x_{ij}]$ ($i = 1, \dots, n$ – numer obiektu; $j = 1, \dots, m$ – numer zmiennej) obejmującej dane z okresów t (macierz danych $[x_{ij}^t]$) i q (macierz danych $[x_{ij}^q]$). Po dodaniu wzorca i antywzorca macierz danych $[x_{ij}]$ ma zatem wymiary $(2n + 2) \times m$.

Następnie przeprowadza się skalowanie wielowymiarowe. Jest ono metodą odwzorowania $f: [\delta_{ik}] \rightarrow [d_{ik}]$ macierzy odległości między obiektami w przestrzeni m -wymiarowej $[\delta_{ik}]$ w macierz odległości między obiektami w przestrzeni r -wymiarowej $[d_{ik}]$ ($r < m$) w celu graficznej prezentacji (wizualizacji) i interpretacji relacji zachodzących między badanymi obiektami. Wymiary r nie są bezpośrednio obserwowalne. Mają charakter zmiennych ukrytych, które pozwalają na wyjaśnienie podobieństw i różnic między badanymi obiektami. Ze względu na możliwość graficznej prezentacji wyników porządkowania liniowego r wynosi 2. Skalowanie wielowymiarowe przeprowadza się z wykorzystaniem algorytmu *smacof*. Iteracyjny schemat postępowania w tym algorytmie przedstawili Borg i Groenen (2005, s. 204 i 205).

W omawianym badaniu zastosowano rozwiązanie pozwalające na wybór optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego ze względu na zastosowane metody normalizacji wartości zmiennych ($n1$, $n2$, $n3$, $n5$, $n5a$, $n8$, $n9$, $n9a$, $n11$, $n12a$, zob. Walesiak, 2018)³, miary odległości (miejska, Euklidesa, kwadrat Euklidesa, Czebyszewa, GDM1, zob. np. Jajuga, Walesiak i Bąk, 2003) oraz modele skalowania (przekształcenie ilorazowe, przekształcenie interwałowe, wielomian 2 i 3 stopnia, zob. Borg i Groenen, 2005, s. 202) zgodnie z procedurą dostępną w pakiecie *mdsOpt*⁴ programu R, wykorzystującą funkcję *smacofSym* pakietu *smacof*⁵. Do rozwiązania problemu wyboru optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zastosowano dwa kryteria: wartość funkcji dopasowania *STRESS-1* (*stress per point*) Kruskala oraz indeks Hirschmana-

³ Oznaczenia metod normalizacji: $n1$ – standaryzacja, $n2$ – standaryzacja pozycyjna, $n3$ – unitaryzacja, $n5$ – normalizacja w przedziale $[-1, 1]$, $n5a$ – normalizacja pozycyjna w przedziale $[-1, 1]$, $n8$ – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez maksimum), $n9$ – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez średnią arytmetyczną), $n9a$ – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez medianę), $n11$ – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez pierwiastek z sumy kwadratów), $n12a$ – normalizacja pozycyjna.

⁴ <http://CRAN.R-project.org/package=mdsOpt>.

⁵ <http://CRAN.R-project.org/package=smacof>.

-Herfindahla HHI obliczony dla udziałów obiektów w wartości miary dopasowania $STRESS-1$. Spośród procedur skalowania wielowymiarowego, dla których $STRESS-1p \leq s$ (s – akceptowalna wartość miary dopasowania), wybieramy tę, dla której zachodzi $\min_p \{HHI_p\}$ (p – numer procedury skalowania wielowymiarowego). Szczegółowy algorytm postępowania przy wyborze optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zaprezentowano w artykule Walesiaka i Dudka (2017).

Ostatecznie w wyniku zastosowania optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego otrzymuje się macierz danych w przestrzeni dwuwymiarowej $[v_{ij}]_{(2n+2) \times 2}$, a na jej podstawie dokonuje się prezentacji graficznej oraz interpretacji wyników w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) i jednowymiarowej (rezultaty porządkowania liniowego). Na rysunku w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) punkty oznaczające wzorzec i antywzorzec łączy się linią prostą w oś zbioru. Od punktu wzorca wyznacza się izokwanty rozwoju (krzywe jednakowego rozwoju). Obiekty znajdujące się pomiędzy izokwantami prezentują zbliżony poziom rozwoju. Jednakowy poziom rozwoju mogą osiągnąć obiekty znajdujące się w różnych punktach na tej samej izokwancie rozwoju (z uwagi na inną konfigurację wartości zmiennych). Dzięki takiej prezentacji wyników wzbogaca się interpretację wyników porządkowania liniowego.

Następnie oblicza się wartości miary agregatywnej d_i zgodnie ze wzorem (Hellwig, 1981, s. 62):

$$d_i = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{ij} - v_{+j})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{+j} - v_{-j})^2}} \quad (1)$$

gdzie:

$\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{ij} - v_{+j})^2}$ – odległość Euklidesa obiektu i -tego od obiektu wzorca w dwuwymiarowej przestrzeni skalowania wielowymiarowego,
 $\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{+j} - v_{-j})^2}$ – odległość Euklidesa obiektu wzorca od obiektu antywzorca w dwuwymiarowej przestrzeni skalowania wielowymiarowego.

Wartości miary agregatywnej d_i należą do przedziału $[0, 1]$. Im wyższa wartość d_i , tym lepsza sytuacja młodzieży na rynku pracy badanych obiektów. Obiekty badania porządkuje się według malejących wartości miary agregatywnej (1).

Do syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. zastosowano miarę o postaci (Walesiak, 1993):

$$W_{tq}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{it} - d_{iq})^2 \quad (2)$$

gdzie d_{it} , d_{iq} to miary agregatowe (1) dla okresu odpowiednio t i q .

Miara W_{tq}^2 przyjmuje wartość 0, gdy nie ma żadnych różnic w wartościach miar agregatowych d_{it} i d_{iq} . Pierwiastek kwadratowy z wyrażenia (2) informuje, jaki jest przeciętny rząd odchyień wartości porównywanych miar agregatowych d_{it} i d_{iq} .

Wielkość wyrażoną wzorem (2) można rozłożyć na sumę trzech składników:

$$W_{tq}^2 = W_1^2 + W_2^2 + W_3^2 \quad (3)$$

pozwalających określić bliżej rząd wielkości i charakter różnic w wartościach miar agregatowych d_{it} i d_{iq} .

Dekompozycja wzoru (2) na trzy składniki została zaczerpnięta ze wzoru Theila na miernik rzędu dokładności prognozy typu *ex post* (Polasek, 2013, s. 6; Theil, 1961).

Miary cząstkowe W_1^2 , W_2^2 i W_3^2 , dane wzorami (4)–(6), informują o rzędzie odchyień będących rezultatem:

- różnicy między średnimi wartościami miar agregatowych d_{it} i d_{iq} :

$$W_1^2 = (\bar{d}_t - \bar{d}_q)^2 \quad (4)$$

- różnicy w dyspersji wartości miar agregatowych d_{it} i d_{iq} :

$$W_2^2 = (S_t - S_q)^2 \quad (5)$$

- niezgodności kierunku zmian wartości miar agregatowych d_{it} i d_{iq} :

$$W_3^2 = 2S_t S_q (1 - r) \quad (6)$$

gdzie:

$\bar{d}_t$ i $\bar{d}_q$ – średnie arytmetyczne z wartości miar agregatowych odpowiednio d_{it} i d_{iq} ,

S_t i S_q – odchylenia standardowe z wartości miar agregatowych odpowiednio d_{it} i d_{iq} ,

r – współczynnik korelacji liniowej Pearsona między $\underline{d}_t = (d_{1t}, \dots, d_{nt})$ i $\underline{d}_q = (d_{1q}, \dots, d_{nq})$.

WYNIKI BADANIA

W badaniu wykorzystano dane statystyczne dotyczące sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018. Porównanie sytuacji młodzieży przeprowadzono z wykorzystaniem sześciu zmiennych metrycznych (mierzonych na skali ilorazowej):

- x_1 – udział ludności w wieku 15–24 lat w % ogółu ludności – stymulanta (tabl. 1),
- x_2 – wskaźnik przedwczesnego przerywania nauki i szkolenia w % populacji w wieku 18–24 lat – destymulanta (tabl. 2),
- x_3 – udział nieuczących się i niepracujących w wieku 15–24 lat w % – destymulanta (tabl. 2),
- x_4 – współczynnik aktywności ekonomicznej ludności w wieku 15–24 lat w % – stymulanta (tabl. 3),
- x_5 – wskaźnik zatrudnienia ludności w wieku 15–24 lat w % – stymulanta (tabl. 3),
- x_6 – stopa bezrobocia ludności w wieku 15–24 lat w % – destymulanta (tabl. 4).

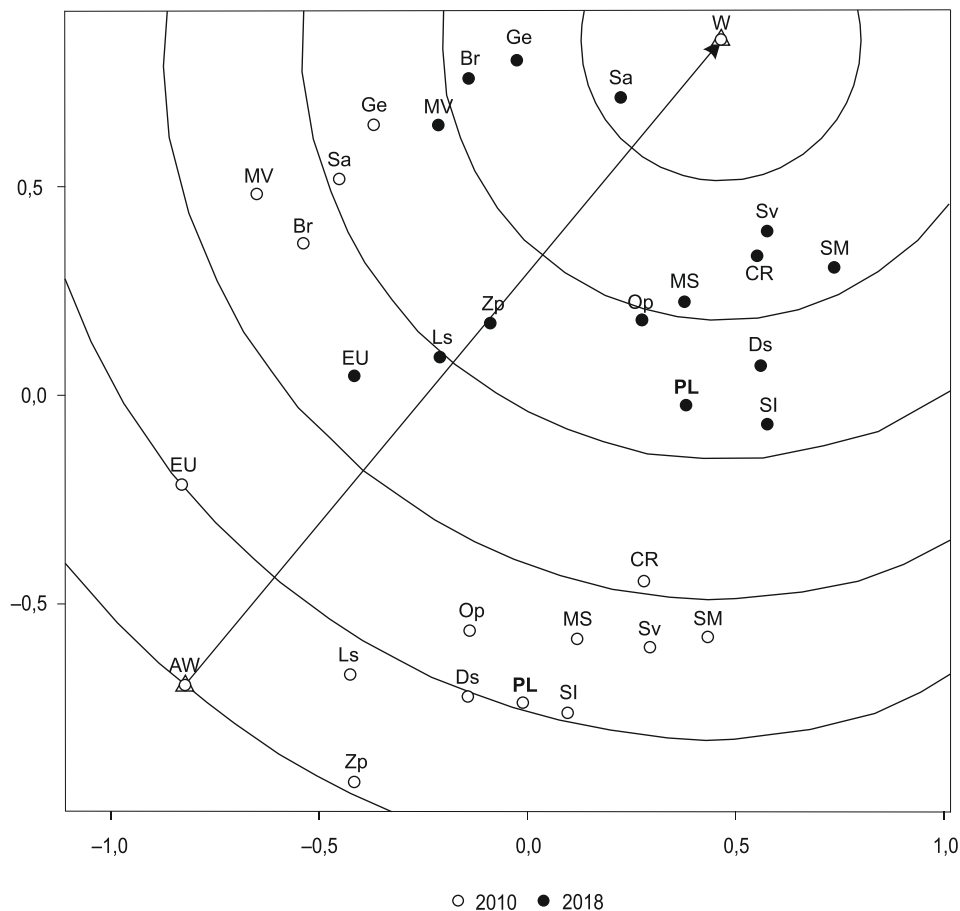
W celu poszerzenia bazy porównawczej wprowadzono dodatkowo cztery obiekty reprezentujące przeciętne wartości analizowanych zmiennych dla 28 krajów UE oraz dla Polski, Czech i Niemiec. Do zbioru 30 obiektów badania (dane dla 15 obiektów w latach 2010 i 2018) dodano wzorzec o współrzędnych $W = (14,4; 3,6; 4,8; 63,3; 54,9; 5,1)$ i antywzorzec o współrzędnych $AW = (7,4; 13,9; 13,5; 26,6; 19,7; 30,9)$. Macierz danych objęła zatem 32 obiekty opisane sześcioma zmiennymi.

Uwzględnienie w analizie 10 metod normalizacji wartości zmiennych, pięciu miar odległości i czterech modeli skalowania daje 200 procedur skalowania wielowymiarowego. Do wyboru optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zastosowano pakiet *mdsOpt* programu R. Wartości miary *STRESS-1* Kruskala dla 200 kombinacji procedur skalowania wielowymiarowego zawierały się w przedziale $[0,079937; 0,213911]$. Spośród procedur skalowania wielowymiarowego, dla których $STRESS-1p \leq 0,146924$ (akceptowalna wartość miary dopasowania obliczona jako średnie rozstęp), wybrano kombinację, dla której zachodzi $\min_p \{HHL_p\} = 469,01$. Jest to procedura obejmująca metodę normalizacji n_9 ($z_{ij} = x_{ij}/\bar{x}_{.j}$), model skalowania (*interval*) oraz miarę odległości GDM1. Dla tej procedury skalowania wielowymiarowego $STRESS-1 = 0,101314$.

Wykres 2 jest graficzną prezentacją wyników skalowania wielowymiarowego 32 obiektów ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy⁶. Antywzorzec (AW) i wzorzec (W) połączono linią prostą, w wyniku czego otrzymano oś zbioru. Poprzez podział osi zbioru na sześć równych części wyznaczono ilustracyjnie sześć izokwant rozwoju.

⁶ Dokonano obrotu układu współrzędnych o kąt $\phi = \frac{2}{5}\pi$.

WYKR. 2. WYNIKI SKALOWANIA WIELOWYMIAROWEGO 32 OBIEKTÓW
(regionów przygranicznych Polski, Czech i Niemiec oraz UE i badanych krajów)
ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY



U w a g a. EU – UE-28, CR – Czechy, MS – region morawsko-śląski, Sv – region północno-wschodni, SM – Środkowe Morawy, Ge – Niemcy, Br – Brandenburgia, MV – Meklemburgia-Pomorze Przednie, Sa – Saksonia, PL – Polska, Ds – dolnośląskie, Ls – lubuskie, Op – opolskie, Sl – śląskie, Zp – zachodniopomorskie, W – wzorzec, AW – antywzorzec.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

Następnie obliczono wartości miary agregatywnej (1). Uporządkowanie 30 obiektów ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy według malejących dla 2018 r. wartości miary (1) prezentuje tabl. 5. W obliczeniach zastosowano pakiet *clusterSim*⁷ programu R⁸.

⁷ <http://CRAN.R-project.org/package=clusterSim>.

⁸ <http://www.R-project.org>.

Przeciętna sytuacja młodzieży na rynku pracy poprawiła się we wszystkich badanych regionach przygranicznych oraz w UE. Analiza wartości miary agregatywnej d_i dla lat 2010 i 2018 pokazuje, że najlepszą sytuacją młodzieży charakteryzowały się w 2010 r. przygraniczne regiony Niemiec. Do 2018 r. wyraźnie poprawiła się sytuacja w regionach czeskich. W 2018 r. regiony te (zwłaszcza północno-wschodni) zajmują, wraz z niemieckimi landami, wysoką pozycję. Natomiast badane województwa w dalszym ciągu mają niższą pozycję. Największa poprawa nastąpiła w woj. zachodniopomorskim oraz w czeskim regionie północno-wschodnim.

TABL. 5. UPORZĄDKOWANIE REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC ORAZ UE I BADANYCH KRAJÓW ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY (wartości miary d_i)

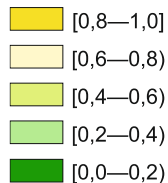
Wyszczególnienie (symbol)	2018		2010		Przyrost	
	$d_{i, 2018}$	ranga	$d_{i, 2010}$	ranga	Δd_i	przyrost rangi
Saksonia (Sa)	0,8622	1	0,5137	2	0,3484	1
Region północno-wschodni (Sv)	0,7659	2	0,2716	7	0,4942	5
Niemcy (Ge)	0,7549	3	0,5737	1	0,1811	-2
Czechy (CR)	0,7393	4	0,3502	5	0,3890	1
Środkowe Morawy (SM)	0,6966	5	0,2906	6	0,4060	1
Brandenburgia (Br)	0,6951	6	0,4452	3	0,2499	-3
Region morawsko-śląski (MS) ...	0,6851	7	0,2667	8	0,4184	1
Opolskie (Op)	0,6524	8	0,2350	9	0,4174	1
Meklemburgia-Pomorze Przednie (MV)	0,6469	9	0,4162	4	0,2307	-5
Dolnośląskie (Ds)	0,6097	10	0,1614	13	0,4483	3
Zachodniopomorskie (Zp)	0,5654	11	0,0147	15	0,5507	4
Polska (PL)	0,5632	12	0,1762	11	0,3870	-1
Śląskie (Sl)	0,5381	13	0,1776	10	0,3605	-3
Lubuskie (Ls)	0,4943	14	0,1240	14	0,3703	0
UE-28 (EU)	0,4070	15	0,1677	12	0,2393	-3
Średnia	0,6451		0,2790		0,3661	
Odchylenie standardowe	0,1139		0,1498		-0,0359	

Źródło: jak przy wykr. 1.

W polskich regionach przygranicznych korzystną sytuację na rynku pracy w 2018 r. miała młodzież zamieszkująca województwa opolskie i dolnośląskie, lokując się na zbliżonej izokwancie rozwoju do landu Meklemburgia-Pomorze Przednie. Spośród badanych regionów najbliższej poziomu określonego jako antywzorzec w 2018 r. znalazło się woj. lubuskie, a jeszcze bliżej znalazła się UE-28.

**KLASY REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC ZE WZGLĘDU
NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY WYZNACZONE NA PODSTAWIE WARTOŚCI MIAR**
 $d_{i/2010}$ i $d_{i/2018}$

2010



2018



Charakterystyczne jest to, że przygraniczne regiony Niemiec znajdują się po przeciwnej stronie osi zbioru niż regiony Polski i Czech (zob. wyk. 2). Wynika to z tego, że ten sam poziom rozwoju mogą osiągnąć obiekty (regiony, kraje, UE-28) znajdujące się w różnych punktach na tej samej izokwancie rozwoju, z uwagi na inną konfigurację wartości zmiennych. Ogólnie rzecz ujmując, badane regiony Niemiec charakteryzuje relatywnie niższy udział młodzieży w ogólnej liczności społeczności regionalnych, wyższy udział młodzieży przedwcześnie przerywającej naukę i szkolenia, a nadto wyższa aktywność ekonomiczna młodzieży i wskaźniki jej zatrudnienia, a co za tym idzie – niższa stopa bezrobocia. W analizowanych regionach Polski i Czech ujawnia się zaś wyższy udział młodzieży w ogólnej populacji, niższe natężenie zjawiska przedwczesnego kończenia edukacji oraz niższa aktywność ekonomiczna osób w wieku 15–24 lat i mniejsza możliwość jej zatrudnienia, wyrażona nie tylko mniejszymi wartościami wskaźnika zatrudnienia, lecz także wyższą stopą bezrobocia, zwłaszcza w regionach polskich.

Graficznie sytuację młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010 i 2018 ilustruje mapa.

Do syntetycznej oceny zmiany sytuacji młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. posłużono się dekompozycją Theila; zastosowano skrypt programu R (tabl. 6).

TABL. 6. WYNIKI DEKOMPOZYCJI THEILA DLA MIARY (2)

Wyszczególnienie	$g = 2010$	$t = 2018$
Średnia z wartości miary agregatywnej	0,2790	0,6451
Odchylenie standardowe z wartości miary agregatywnej	0,1498	0,1139
Współczynnik korelacji Pearsona między wartościami miary agregatywnej	0,7494	
Wartość miary: W	0,3793	
W^2	0,1439 (100,00%)	
Wartość miary cząstkowej Theila: W_1^2	0,1340 (93,16%)	
W_2^2	0,0013 (0,90%)	
W_3^2	0,0086 (5,94%)	

Źródło: jak przy wyk. 1.

Przeciętny rząd odchyłeń wartości porównywanych miar agregatowych d_i z lat 2010 i 2018 (miara W) wyniósł 0,3793. Wynikało to głównie z dość dużego wzrostu średniej wartości miary agregatywnej d_i (polepszenie sytuacji młodzieży na rynku pracy) z porównywanych okresów ($W_1^2 = 0,1340$). Nastąpił spadek zróżnicowania wartości miary agregatywnej d_i , świadczący o zmniejszeniu się dysproporcji między badanymi regionami ze względu na sytuację młodzieży na

rynku pracy ($W_2^2 = 0,0013$ dla $S_q = 0,1498$ i $S_r = 0,1139$). Ponadto zaobserwowano relatywnie wysoką zgodność kierunku zmian wartości miary agregatywnej d_i ($W_3^2 = 0,0086$, $r = 0,7494$).

PODSUMOWANIE

W badaniu zastosowano metodę postępowania pozwalającą na ocenę zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w badanych regionach. Przyjęto podejście hybrydowe, łączące wyniki skalowania wielowymiarowego z porządkowaniem liniowym. Dokonano oceny zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. z wykorzystaniem indeksu Theila. W obliczeniach zastosowano własne skrypty przygotowane w środowisku R.

Wykazano, że w badanych regionach w 2018 r. w stosunku do 2010 r. nastąpiła poprawa sytuacji młodzieży na rynku pracy oraz zmniejszył się stopień dysproporcji między regionami. Analiza wartości miary agregatywnej d_i pokazała, że w rozpatrywanym okresie sytuacja młodzieży na rynku pracy wyraźnie polepszyła się w regionach czeskich (zwłaszcza w północno-wschodnim) oraz w województwach zachodniopomorskim, dolnośląskim i opolskim. Poprawa w regionach niemieckich była relatywnie mniejsza, gdyż już w 2010 r. sytuacja młodzieży na rynku pracy tych regionów była najlepsza.

Niepokojący jest wysoki, choć malejący w badanym okresie odsetek młodzieży nieuczącej się i niepracującej (NEET), a także przedwcześnie przerywającej naukę. W większości badanych regionów przygranicznych niskie są aktywność ekonomiczna i wskaźnik zatrudnienia, a wysoka jest stopa bezrobocia młodzieży. Problemy te należy wiązać nie tylko z niedostosowaniem kierunków kształcenia zawodowego do potrzeb rynkowych, lecz także z rozmiarami i dziedzinowym zróżnicowaniem ofert pracy dla młodzieży.

Kierunki dalszego rozwoju rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec powinny być spójne z priorytetami i celami określonymi w strategii Europa 2020, a zwłaszcza w jej flagowej inicjatywie *Młodzież w drodze* (Chung, Bekker i Houwing, 2012, s. 312 i 313), oraz z rozwojem sprzyjającym włączeniu społecznemu młodzieży, co oznacza m.in. (Obrębalski, 2014, s. 28):

- podniesienie stopy zatrudnienia, czyli więcej lepszych miejsc pracy, zwłaszcza dla młodych ludzi;
- pomoc młodym ludziom w przewidywaniu zmian na rynku pracy i radzeniu sobie z nimi dzięki ustawicznemu kształceniu oraz przedsięwzięciom ukierunkowanym na podnoszenie kwalifikacji i szkolenia;
- modernizację rynku pracy.

Ogólnie rzecz ujmując, niezwykle ważne są wszelkie działania wspierające aktywizację zawodową młodzieży. W sferze edukacji – w tym w kształceniu

i doskonaleniu zawodowym – należy to rozumieć jako optymalne dostosowanie systemu edukacji do rozmiarów i struktury zapotrzebowania na siłę roboczą zgłaszanego przez rynek pracy na szczeblu lokalnym i regionalnym. Wymaga to zatem doskonalenia, wzrostu atrakcyjności i orientacji rynkowej wszystkich szczebli kształcenia i szkolenia. Niezbędne jest także lepsze przygotowanie młodych ludzi do startu na rynku pracy m.in. poprzez kształcenie zawodowe i szkolnictwo wyższe oraz kształcenie ustawiczne.

BIBLIOGRAFIA

- Borg, I., Groenen, P. J. F. (2005). *Modern Multidimensional Scaling: Theory and Applications: Second Edition*. New York: Springer.
- Borys, T. (1984). *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*. Wrocław: Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej.
- Chung, H., Bekker, S., Houwing, H. (2012). Young People and the Post-recession Labour Market in the Context of Europe 2020. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 18(3), 301–317. DOI: 10.1177/1024258912448590.
- Demidova, O., Marelli, E., Signorelli, M. (2015). Youth Labour Market Performances in the Russian and Italian Regions. *Economic Systems*, 39(1), 43–58. DOI: 10.1016/j.ecosys.2014.06.003.
- Eurofund. (2016). *Exploring the diversity of NEETs*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Fondeville, N., Ward, T. (2014). *Scarring effects of the crisis: Research note 06/2014*. Brussels: European Commission.
- Green, A. E., Owen, D., Wilson, R. (2001). Regional Differences in Labour Market Participation of Young People in the European Union. *European Urban and Regional Studies*, 8(4), 297–318. DOI: 10.1177/096977640100800402.
- Hellwig, Z. (1972). Procedure of Evaluating High-Level Manpower Data and Typology of Countries by Means of the Taxonomic Method. W: Z. Gostkowski (red.), *Towards a System of Human Resources Indicators for Less Developed Countries* (s. 115–134). Wrocław: Ossolineum, The Polish Academy of Sciences Press.
- Hellwig, Z. (1981). Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych. W: W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną* (s. 46–68). Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Jajuga, K., Walesiak, M., Bąk, A. (2003). On the General Distance Measure. W: M. Schwaiger, O. Opitz (red.), *Exploratory Data Analysis in Empirical Research* (s. 104–109). Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag. DOI: 10.1007/978-3-642-55721-7_12.
- Obrębalski, M. (2014). The development of Lower Silesia–Northern Bohemia–Saxony border region in the light of EUROPE 2020 Strategy. W: P. Hlavaček, P. Olšova (red.), *Regional Economy and Policy: Territories and Cities* (s. 20–31). Ústí nad Labem: Jan Evangelista Purkyně University.
- Perugini, C., Signorelli, M. (2010). Youth Labour Market Performance in European Regions. *Economic Change and Restructuring*, 43(2), 151–185. DOI: 10.1007/s10644-009-9082-8.
- Polasek, W. (2013). *Forecast Evaluations for Multiple Time Series: a Generalized Theil Decomposition* (RCEA Working Paper No. 23_13). Pobrane z: http://www.rcfea.org/RePEc/pdf/wp23_13.pdf.

- Rollnik-Sadowska, E. (2016). Young People in the European Union Labour Market. *Latgale National Economy Research. Journal of Social Sciences*, 1(8), 80–92. DOI: 10.17770/lner2016vol1.8.1482.
- Rybicka, K. (2014). Sytuacja młódzieży na polskim rynku pracy. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, 2(37), 105–116.
- Theil, H. (1961). *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Walesiak, M. (1993). Zagadnienie oceny podobieństwa zbioru obiektów w czasie w syntetycznych badaniach porównawczych. *Przegląd Statystyczny*, 40(1), 95–102.
- Walesiak, M. (2016). Visualization of Linear Ordering Results for Metric Data with the Application of Multidimensional Scaling. *Ekonometria*, 2(52), 9–21. DOI: 10.15611/ekt.2016.2.01.
- Walesiak, M. (2018). The choice of normalization method and rankings of the set of objects based on composite indicator values. *Statistics in Transition new series*, 19(4), 693–710. DOI:10.21307/stattrans-2018-036.
- Walesiak, M., Dudek, A. (2017). Selecting the optimal multidimensional scaling procedure for metric data with R environment. *Statistics in Transition new series*, 18(3), 521–540. DOI: 10.21307/stattrans-2016-084.

Konkurencja w sektorze bankowym w Rosji¹

Adam Baszyński^a 

Streszczenie. W Rosji istnieje prawie pół tysiąca banków, ale czy oznacza to, że sektor bankowy jest w tym kraju konkurencyjny? Celem badania jest ustalenie stopnia konkurencji w sektorze bankowym w Rosji w kontekście podjętych reform zmierzających do wzmocnienia kapitałowego i ograniczenia liczebności banków. Analizę obejmującą lata 2010–2015 oparto na sprawozdaniach finansowych banków (bilansach oraz rachunkach zysków i strat) zaczerpniętych z BankScope. Zbadano wskaźniki koncentracji i obliczono niestrukturalne miary konkurencji oraz porównano konkurencję na rynku usług bankowych w Rosji z gospodarkami wschodzącymi o podobnej wielkości: Brazylią, Indiami i Chinami. Zastosowane niestrukturalne miary konkurencji (statystyka H , indeks Lerner'a czy wskaźnik Boone'a) pokazują, że konkurencję na rynku usług bankowych w Rosji można określić mianem monopolistycznej. Struktury rynku usług bankowych w pozostałych krajach również odpowiadają konkurencji monopolistycznej, przy czym są bardziej konkurencyjne niż w Rosji.

Słowa kluczowe: konkurencja bankowa, struktura rynku, Rosja

Competition in the banking sector in Russia

Abstract. The Russian banking sector is composed of almost 500 banks, but does it mean it is competitive? The aim of the study is to determine the scale of competition in the Russian banking sector in the light of the undertaken reforms, whose goal has been to reinforce banks' and to limit their number. The analysis covering the period 2010–2015 was based on the financial statements of banks (balance sheets and profit and loss accounts) drawn from BankScope. The author examined the indicators of concentration and computed non-structural measures of competition, then comparing the scale of competition on the Russian banking services market with three emerging economies of a similar size: Brazil, India and China. The applied unstructured measures of competition (H statistics, Lerner index and Boone index) yielded results indicating that the type of competition on the Russian market of banking services could be defined as monopolistic. The structures of the market for banking services of the three other examined countries also correspond to the model of monopolistic competition, but nevertheless they allow more competition than the Russian one.

Keywords: bank competition, market structure, Russia

JEL: G21, L11

¹ Artykuł powstał w ramach stażu naukowego sfinansowanego w wyniku konkursu ze środków statutowych Wydziału Prawa i Administracji Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu. Autor pragnie podziękować prof. G. F. Romashkinie i prof. V. A. Davydenko za cenne uwagi zgłoszone we wrześniu 2018 r. do pierwotnej wersji tekstu podczas jego prezentacji na seminarium naukowym Applied Studies of Society and Economics in Poland na Państwowym Uniwersytecie w Tiumeniu (Rosja).

^a Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Prawa i Administracji.

Sektor finansowy w Rosji zdominowany jest przez sektor bankowy, który składa się z 484 banków². To duża liczba, zarówno w ujęciu bezwzględnym, jak i w porównaniu do liczby instytucji bankowych gospodarek wschodzących o podobnej wielkości, takich jak Brazylia (163), Indie (169) i Chiny (379)³. Rosyjskie władze nadzorcze w latach 2009–2018 zwiększyły minimalne wymogi kapitałowe, w wyniku czego znacznie zmniejszyła się liczba banków prowadzących działalność operacyjną.

Konkurencja w sektorze bankowym jest w literaturze przedmiotu oceniana niejednoznacznie. W niektórych publikacjach stawia się tezę, że brak konkurencji na rynku usług bankowych niesie ze sobą negatywne konsekwencje. W szczególności dowiedziono, że brak konkurencji międzybankowej może prowadzić do wyższych cen usług finansowych oraz do ograniczonego dostępu do finansowania działalności przedsiębiorstw, zwłaszcza małych (zob. m.in. Beck, Demirgüç-Kunt i Honohan, 2009; Cetorelli i Strahan, 2006). Ponadto brak konkurencji może skutkować opóźnionym wchodzeniem na rynek i wolniejszym rozwojem młodych przedsiębiorstw oraz opóźnionym wyjściem z rynku starszych przedsiębiorstw (Cetorelli, 2003). Liczne pozycje literatury przedmiotu dostarczają jednak dowodów na zagrożenia płynące z deregulacji rynków i konkurencji, zwłaszcza w zakresie stabilności sektora bankowego (Reinhart i Rogoff, 2008, s. 6).

Nowe argumenty wskazują, że brak konkurencji może prowadzić do niestabilności, szczególnie jeśli niektóre banki stają się zbyt duże, by upaść (zob. m.in. Beck, Demirgüç-Kunt i Levine, 2006; Carletti i Hartmann, 2003; Koskela i Stenbacka, 2000; Schaeck i Čihák, 2008). Szerzej na temat struktury konkurencyjnej rynku usług bankowych z punktu widzenia triady efektywność rynkowa – stabilność sektora – dostępność usług pisze Baszyński (2014, s. 90 i n.), wskazując na złożoność i wielopłaszczyznowość problemu oraz brak jednoznacznej interpretacji wpływu konkurencji na funkcjonowanie rynku usług bankowych.

Celem badania jest ustalenie stopnia konkurencji w sektorze bankowym Rosji w kontekście podjętych reform zmierzających do wzmocnienia kapitałowego i ograniczenia liczebności banków. Stopień konkurencji badano w ramach kilku podejść. Po pierwsze, analizie poddano różne miary koncentracji rynku usług bankowych. Po drugie ponieważ skoncentrowane sektory bankowe mogą być konkurencyjne tak długo, jak są kontestowalne, czyli sporne bądź potencjalnie konkurencyjne (np. estoński system bankowy przedstawiony przez Baszyńskiego, 2014, s. 212 i 220) – analizie poddano regulacje i praktyki nadzorcze wpływające na łatwość wejścia do sektora bankowego i wyjścia z niego, aby ocenić stopień potencjalnej konkurencji. Po trzecie, jako alternatywne niestrukturalne miary konkurencji zastosowano statystykę *H* Panzara i Rosse'a, indeks

² Stan na koniec 2018 r. (<http://www.cbr.ru/Eng/statistics/>).

³ Stan na koniec 2009 r. (Anzoategui, Martinez Peria i Melecky, 2010, s. 2).

Lernera i wskaźnik Boone'a. Obliczono je na podstawie sprawozdań finansowych banków (bilansów oraz rachunków zysków i strat) zaczerpniętych z BankScope za lata 2010–2015⁴. Porównano konkurencję w Rosji z konkurencją w gospodarkach wschodzących o podobnej wielkości (Brazylia, Indiach i Chinach⁵), wykorzystując analogiczne dane z BankScope dla tego samego okresu.

Temat konkurencji warto podjąć również dlatego, że jest to kwestia fundamentalna dla funkcjonowania współczesnego sektora bankowego, zwłaszcza w świetle powstawania banków zbyt dużych, by upaść, co w sytuacji kryzysowej nierzadko powodowało konieczność ich nacjonalizacji i sanacji na koszt podatnika.

POMIAR KONKURENCJI

W literaturze przedmiotu występują dwa podejścia do mierzenia konkurencji: strukturalne i niestructuralne. Jak sama nazwa wskazuje, w podejściu strukturalnym ocenia się konkurencję banków poprzez badanie miar struktury rynku, takich jak wskaźnik dyskretny (udział aktywów posiadanych przez k największych dostawców funkcjonujących na rynku⁶) lub wskaźnik Herfindahla-Hirschmana (HHI)⁷. Uzasadnienie użycia koncentracji jako miary konkurencji pochodzi z paradygmatu struktura – taktyka – wyniki (Structure-Conduct-Performance, SCP), który zakłada, że im mniej dostawców i im są oni więksi (oba czynniki zwiększają koncentrację), tym bardziej są skłonni do angażowania się w zachowania antykonkurencyjne. Jednak badania wykazały, że koncentracja nie zawsze jest wiarygodną miarą konkurencji (Cetorelli, 1999), a związek między koncentracją a wynikami nie zawsze jest pozytywny, jak sugeruje paradygmat SCP. Co więcej, nawet skoncentrowane sektory bankowe mogą być konkurencyjne, jeżeli będą kontestowalne poprzez promowanie wejścia i wyjścia⁸.

⁴ <https://bankscope2.bvdep.com>.

⁵ Kraje określane mianem BRIC: Brazylia, Rosja, Indie i Chiny tworzą nieformalną grupę zróżnicowanych gospodarek, których wspólną cechą jest relatywnie niski poziom rozwoju przy jednocześnie ogromnym potencjale gospodarczym.

⁶ Nazywany współczynnikiem koncentracji, obliczany jako suma udziałów k dostawców w rynku uporządkowanych malejąco, co zapisujemy $CR_k = \sum_{i=1}^k s_i$, gdzie: k – liczba największych dostawców, s_i – udział i -tego dostawcy w rynku. Przyjmuje on wartości od 0% do 100%, gdzie 0% oznacza brak koncentracji, natomiast 100% – całkowitą koncentrację.

⁷ Wskaźnik określający szacunkowy poziom zagęszczenia w danej branży oraz poziom konkurencji na danym rynku, obliczany jako suma kwadratów udziałów w rynku wszystkich dostawców działających w danej branży, co zapisujemy: $HHI = \sum_{i=1}^N s_i^2$, gdzie: N – liczba dostawców, s_i – udział i -tego dostawcy w rynku. Przyjmuje on wartości od $\frac{1}{N}$ w przypadku konkurencji doskonałej do 1 w odniesieniu do monopolu.

⁸ Szerzej na temat rynków potencjalnie konkurencyjnych zob. Baumol, Panzar i Willig (1982, s. xx).

W podejściu niestrukturnym mierzy się konkurencję bez użycia informacji o strukturze rynku. Zgodnie ze stanowiskiem przedstawicieli nowej empirycznej ekonomii branży (new empirical industrial organization, NEIO)⁹ metody niestrukturnalne koncentrują się na uzyskaniu szacunków siły rynkowej na podstawie zaobserwowanych zachowań banków, co jest zgodne z paradygmatem efektywnego rynku (efficient structure hypothesis, ESH), w myśl którego wysoka koncentracja nie prowadzi do wysokiej efektywności, lecz wysoka efektywność prowadzi do wzrostu koncentracji¹⁰. Na przykład Panzar i Rosse (1987) dowodzą, że suma elastyczności przychodów przedsiębiorstwa w odniesieniu do nakładów przedsiębiorstwa, określana jako statystyka H , może być wykorzystana do wyznaczenia zakresu konkurencji na rynku. Alternatywnymi niestrukturnalnymi miarami konkurencji są indeks Lerner'a (1934, s. 157) czy wskaźnik Boone'a (2008). Metodyka tych miar zostanie przedstawiona w dalszej części opracowania. Ponadto w literaturze przedmiotu wykorzystuje się inne miary konkurencji (Baszyński, 2014, s. 162–179; Pawłowska, 2014, s. 55–62).

Chociaż istnieje dość obszerna literatura poświęcona badaniom porównawczym w zakresie strukturalnego i niestrukturnego pomiaru konkurencji w sektorach bankowych zarówno rozwiniętych gospodarek rynkowych, jak i gospodarek wschodzących, w tym krajów przechodzących transformację (m.in. Baszyński, 2014; Pawłowska, 2014), to tylko nieliczne badania dotyczą oszacowania konkurencji banków w Rosji. Fungáčová, Solanko i Weill (2010) wykorzystują dane kwartalne z agencji informacji finansowej Interfax i Centralnego Banku Rosji (CBR) do obliczenia indeksu Lerner'a dla banków w Rosji w latach 2001–2007. Anzoategui, Martinez Peria i Melecky (2010) wykorzystują dane z BankScope do obliczenia statystyki H dla banków w Rosji w latach 2002–2008. Natomiast Usakov i Kruglova (2018) używają miesięcznych danych z CBR do obliczenia wskaźnika Boone'a dla banków w Rosji w latach 2010–2017. Baszyński (2014) wykorzystuje zaś dane roczne z BankScope do obliczania wielu strukturalnych i niestrukturnych miar konkurencji (m.in. statystyki H) dla banków w krajach europejskich przechodzących transformację (w tym Rosji) w latach 2005–2011.

STRUKTURA I KONCENTRACJA SEKTORA BANKOWEGO W ROSJI

Sektor bankowy w Rosji jest dwuszczeblowy. Górny szczebel stanowi CBR, który jest kluczowym organem regulacyjnym bankowości oraz podmiotem prowadzącym politykę monetarną (Federal Law „On the Central Bank of the Rus-

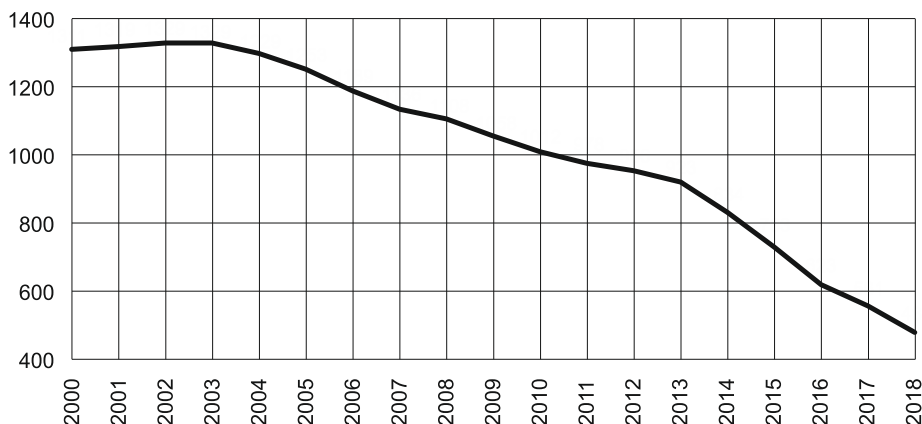
⁹ Tłumaczenie nawiązuje do terminu *ekonomia branży* (Industrial Organization) spopularyzowanego przez Gorynię (1995, s. 815). Nurt ten odwołuje się do badań empirycznych poszukujących związków między strukturą rynku a zachowaniem podmiotów.

¹⁰ Próbę rozstrzygnięcia sporu o wpływ koncentracji na siłę konkurencji podjął Noga (1998, s. 29 i 30).

sian Federation (Bank of Russia)”, art. 3 i 4). Poprzez swoje instrukcje, przepisy i inne akty CBR ustanawia zasady, standardy i obowiązkowe wymogi dla banków oraz niebankowych organizacji kredytowych. Dolny szczebel systemu bankowego w Rosji składa się z instytucji kredytowych i przedstawicielstw banków zagranicznych. Zgodnie z rosyjskim prawem bankowym (Federal Law „On Banks and Banking Activities”, art. 2) w Rosji występują dwa typy instytucji kredytowych: banki oraz niebankowe instytucje kredytowe. Działalność obu rodzajów instytucji podlega licencjonowaniu przez CBR. Banki mają pełne prawa wykonywania czynności bankowych, podczas gdy niebankowe instytucje kredytowe mogą wykonywać tylko czynności bankowe wskazane w licencji. Banki mogą się zrzeszać w grupy bankowe (gdy podmiotem kontrolującym jest instytucja kredytowa) bądź holdingi bankowe (gdy podmiotem kontrolującym jest organizacja niefinansowa). W rosyjskim sektorze bankowym funkcjonuje system gwarantowania depozytów, który obejmuje wszystkie banki przyjmujące depozyty od osób fizycznych (Federal Law „On the Insurance of Household Deposits in Banks of the Russian Federation”, art. 4).

W Rosji funkcjonują 484 banki (wykr. 1), a usługi świadczone są poprzez sieć 47 tys. placówek¹¹. Model bankowości opiera się na tradycyjnym pośrednictwie kredytowym. Kredyty stanowią tam 70% aktywów banków.

WYKR. 1. LICZBA BANKÓW KOMERCYJNYCH W ROSJI



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CBR (<http://www.cbr.ru./Eng/statistics>).

¹¹ Ponadto funkcjonowały jeszcze 44 niebankowe instytucje kredytowe oraz 51 przedstawicielstw banków zagranicznych.

Pominąwszy znaczną liczbę podmiotów funkcjonujących na rynku, rosyjski sektor bankowy jest zdominowany przez instytucje kontrolowane bezpośrednio lub kapitałowo przez państwo, tj. rząd lub bank centralny. Udział banków kontrolowanych przez państwo w aktywach ogółem rosyjskiego sektora bankowego wyniósł na koniec 2017 r. 63,1% i wykazywał tendencję rosnącą (CBR, 2018, s. 31). Banki te posiadają podobne udziały – na poziomie ok. 66% – w depozytach i kredytach udzielonych klientom indywidualnym i przedsiębiorstwom niefinansowym. Największy bank państwowy – Sberbank – jest również największą instytucją kredytową w kraju i kontroluje ok. 25% łącznych aktywów rosyjskiego systemu bankowego oraz ok. 46% depozytów gospodarstw domowych (CBR, 2018, s. 30).

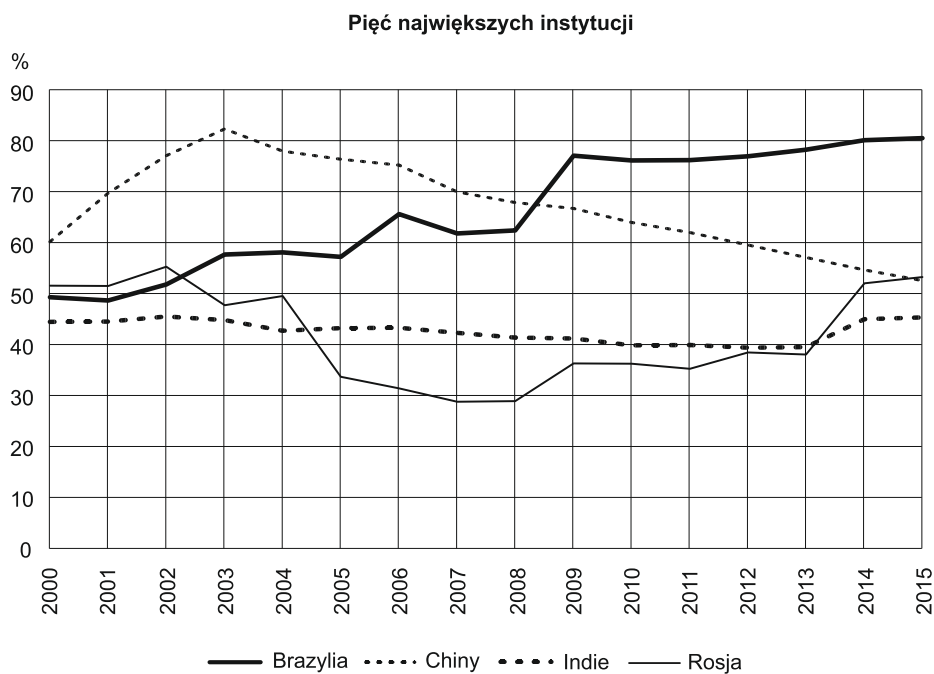
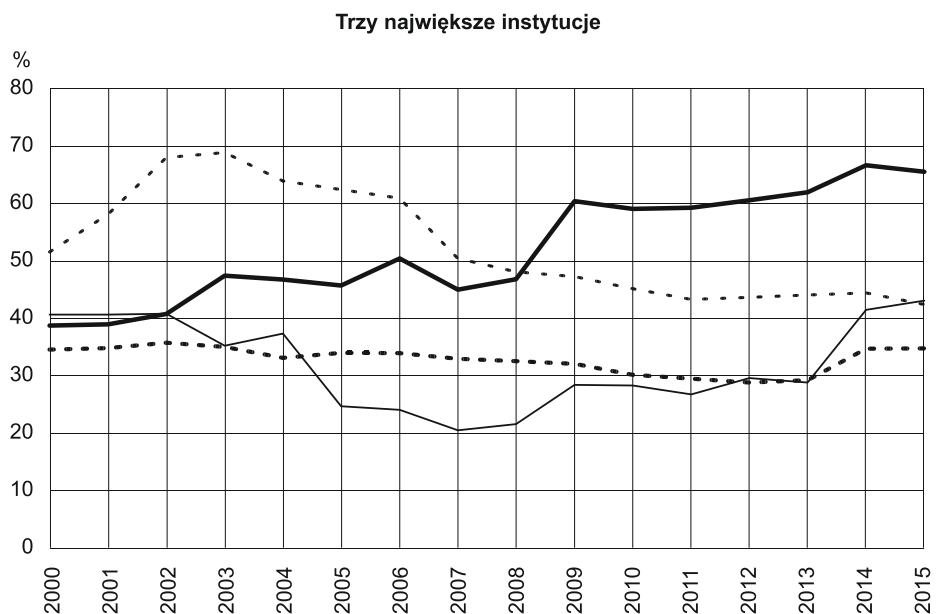
Zaangażowanie zagranicznych banków jest nadal stosunkowo niskie. Banki z kapitałem zagranicznym kontrolują tylko nieco ponad 7% aktywów (CBR, 2018, s. 100). Większość banków w Rosji koncentruje się na kredytowaniu firm, a nie osób fizycznych.

Pomimo zmniejszającej się liczby dostawców koncentracja sektora bankowego w Rosji malała w latach 2000–2008. W 2002 r. udział aktywów pięciu największych banków wynosił 55%, a w 2008 r. wskaźnik ten spadł do 29% (w analogicznym okresie udział trzech największych banków spadł odpowiednio z 41% do 21,5%). Jednak w wyniku licznych upadłości banków, fuzji i przejęć rządowych koncentracja sektora po 2008 r. wzrosła. W efekcie w 2015 r. udział pięciu największych banków w aktywach sektora wynosił 53% (udział trzech największych banków – 43%). Wykres 2 przedstawia zmiany koncentracji w sektorze bankowym Rosji w porównaniu z Brazylią, Indiami i Chinami (BRIC).

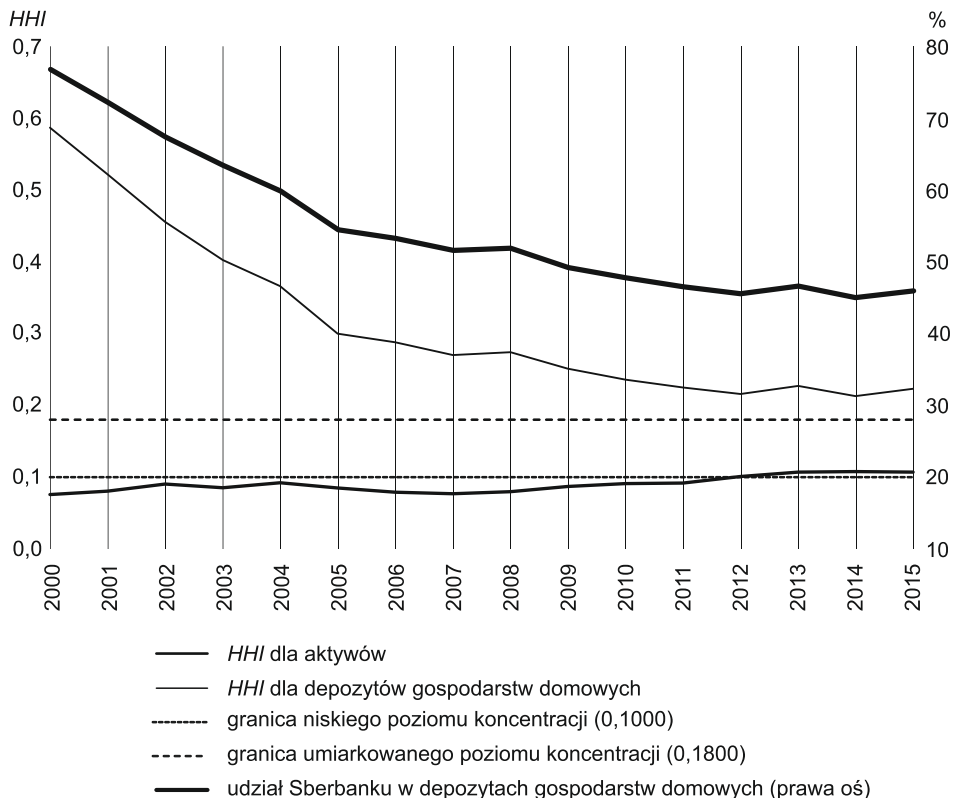
Pozornie koncentracja rosyjskiego sektora bankowego jest zbliżona do poziomu, jaki obserwuje się w innych gospodarkach wschodzących o podobnej wielkości. W szczególności jest zbliżona do koncentracji w Chinach, niższa niż w Brazylii i nieco wyższa niż w Indiach. Jednak należy ją uznać za bardziej znaczącą, jeśli wziąć pod uwagę, że liczba banków w Rosji znacznie przewyższa analogiczną wielkość w trzech pozostałych krajach.

Wysoki poziom koncentracji rosyjskiego sektora bankowego potwierdzają dane CBR dotyczące *HHI* (wykr. 3). Wartości wskaźnika w odniesieniu do aktywów sektora bankowego wykazują tendencję wzrostową i od 2012 r. przekraczają 0,1 – granicę, od której zaczyna się umiarkowany poziom koncentracji. Natomiast wartości *HHI* dla depozytów gospodarstw domowych w badanym okresie malały. Jednak od 2012 r. tendencja spadkowa zanikła i *HHI* oscyluje wokół wartości 0,22, co oznacza wysoki poziom koncentracji rynku depozytowego. Na wykr. 3 zilustrowano także udział największego dostawcy detalicznych usług bankowych w Rosji – Sberbanku – w depozytach gospodarstw domowych.

**WYKR. 2. UDZIAŁ NAJWIĘKSZYCH INSTYTUCJI KREDYTOWYCH
W AKTYWACH SEKTORA BANKOWEGO KRAJÓW BRIC**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego (<https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>).

WYKR. 3. WSKAŹNIK *HHI* DLA ROSYJSKIEGO SEKTORA BANKOWEGO

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CBR (2003, s. 42; 2006, s. 18; 2009, s. 13; 2012, s. 16; 2013, s. 18; 2016, s. 15; 2017, s. 14; 2018, s. 30).

Pomimo relatywnie dużej liczby podmiotów dominacja największych dostawców na rynku usług bankowych w Rosji doprowadziła do umiarkowanie wysokiego poziomu koncentracji rynku. Nie przesądza to jeszcze o występowaniu zachowań antykonkurencyjnych, jednak można przypuszczać, że w połączeniu ze znacznym pofragmentowaniem rynku wykorzystanie siły monopolowej w Rosji będzie większe niż w pozostałych krajach BRIC.

POTENCJALNA KONKURENCJA NA RYNKU USŁUG BANKOWYCH W ROSJI

Skoncentrowany sektor bankowy może pozostać konkurencyjny, jeśli będzie kontestowalny (szerzej: Baumol, 1982, s. 1–15). Oznacza to, że wejście do systemu i opuszczanie go powinno być łatwe, a przepisy i nadzór regulujące działalność bankową powinny promować równe szanse dla wszystkich banków.

We wczesnych latach 90. XX w. wejście na rynek usług bankowych w Rosji – podobnie jak w innych krajach przechodzących transformację – było dość łatwe.

W tym okresie bank centralny wydał bardzo dużo licencji na prowadzenie banków. W latach 1992–1995 liczba banków wzrosła z 850 podmiotów do 2400 (Anzoategui i in., 2010, s. 10). Oprócz relatywnie niskich wymogów kapitałowych (równowartość 100 tys. dolarów), dość pobłażliwego traktowania nowych inicjatyw założycielskich oraz braku właściwej kontroli istniały jeszcze inne przyczyny rozprzestrzeniania się działalności bankowej w Rosji. Banki, w przeciwieństwie do innych korporacji, mogły przeprowadzać transakcje walutowe i posiadać rachunki w bankach zagranicznych. W praktyce posiadanie banku umożliwiało przepływy (ucieczkę) kapitału oraz pranie pieniędzy. Banki były więc traktowane jako finansowe oddziały przedsiębiorstw niefinansowych. Innymi słowy, udzielały kredytów powiązanych kapitałowo przedsiębiorstwom według stóp procentowych, które miały więcej wspólnego z optymalizacją podatkową niż z rzeczywistym kosztem kapitału, co umożliwiało transfer zysków. Ponadto banki stały się w Rosji instrumentem spekulacyjnych inwestycji w papiery wartościowe.

Od połowy lat 90. XX w. liczba banków w Rosji znacząco zmalała. Kryzysy finansowe w 1998 r. i 2008 r. oraz przejęcia banków regionalnych przez moskiewskie banki prywatne, próbujące zbudować krajowe sieci oddziałów, a także wysiłki na rzecz zwalczania nielegalnych działań banków przyczyniły się do spadku liczby dostawców na rynku usług bankowych. Niemniej jednak liczba banków w Rosji jest nadal duża w porównaniu z innymi krajami o podobnej wielkości. Ponadto rosyjski sektor bankowy nie przeszedł tak głębokich przeobrażeń, jak sektory bankowe innych krajów przechodzących transformację¹².

Proces redukcji liczby dostawców został wsparty wzrostem wymogów kapitałowych, choć warunki stawiane nowym podmiotom nie są wygórowane. Zgodnie z prawem bankowym kapitał założycielski banku w Rosji nie może być mniejszy niż równowartość 5 mln dolarów, odpowiednio przy kwocie 9 mln dolarów w Brazylii, 50 mln dolarów w Chinach oraz 72,5 mln dolarów w Indiach (Anzoategui i in., 2010, s. 10). Od lutego 2009 r., aby rozpocząć działalność, nowe banki w Rosji musiały spełnić minimalny wymóg kapitałowy w wysokości 180 mln rubli (ok. 5 mln dolarów), a w przypadku istniejących banków wymóg ten obowiązywał od stycznia 2012 r. Od stycznia 2017 r. nowe banki musiały spełnić minimalny wymóg kapitałowy w wysokości 300 mln rubli (ok. 5 mln dolarów) dla banków ubiegających się o podstawową licencję bankową oraz 1 mld rubli (ok. 17 mln dolarów) dla banków ubiegających się o licencję uniwersalną¹³ (Baker McKenzie, 2019, s. 394; Federal Law „On Banks and Banking Activities”,

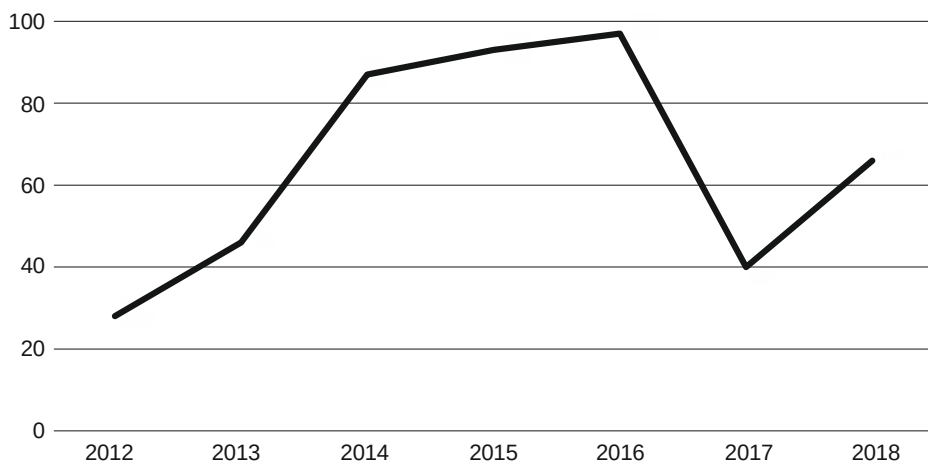
¹² Na różnice w funkcjonowaniu sektorów bankowych Polski i Rosji w ujęciu socjologicznym wskazują m.in. Davydenko, Kaźmierczyk i Romashkina (2018). O zróżnicowaniu instytucjonalnym sektorów bankowych w krajach przechodzących transformację piszą Baszyński, Piątek, Pilc i Szarzec (2014). Natomiast obszerną analizę makroekonomicznych uwarunkowań rozwoju sektora bankowego po rosyjskim kryzysie finansowym 1998 r. zawiera praca Żukowskiego (2006).

¹³ Banki już istniejące miały czas na uzupełnienie kapitałów założycielskich do analogicznego poziomu do 1 stycznia 2019 r.

art. 11). Jednocześnie procedura przyjęta w procesie licencjonowania banków w Rosji jest podobna do standardów innych krajów, a współczynnik odrzucenia wniosku¹⁴ wynosi 21% i jest wyższy niż w Brazylii, lecz znacząco niższy niż w Indiach (nawet 80%) (Anzoategui i in., 2010, s. 10).

Centralny Bank Rosji prowadzi restrykcyjną politykę odbierania licencji bankowych. W latach 2012–2018 cofnięto 457 licencji bankowych, przy czym proces ten przybrał na sile w latach 2014–2016 (wykr. 4). Warto odnotować, że większość licencji odebrano z powodu niespełnienia przez banki wymogów kapitałowych, w związku z czym konieczne było ich przejście. Odebranie licencji w celu likwidacji banku miało natomiast charakter marginalny i dotyczyło zaledwie 19 przypadków w latach 2012 i 2013.

WYKR. 4. LICZBA ODEBRANYCH LICENCJI BANKOWYCH W ROSJI



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Bankogolik.com.

Potencjalna konkurencja w rosyjskim sektorze bankowym jest niewielka. Wprawdzie w Rosji funkcjonują banki zagraniczne, ale są nieliczne i nastawione głównie na obsługę klientów instytucjonalnych, natomiast w zakresie bankowości detalicznej rynek został opanowany przez rodzime podmioty, przede wszystkim państwowe. Swoboda wchodzenia na rynek podmiotów z zewnątrz jest dosyć ograniczona. Banki zagraniczne nie mogą otwierać oddziałów w Rosji, jednak dopuszczalne jest utworzenie filii lub przedstawicielstwa. Filia przyjmuje formę spółki zależnej w formie spółki akcyjnej lub spółki z ograniczoną odpowiedzialnością¹⁵, która podlega procedurze licencjonowania przez CBR. Przedsta-

¹⁴ Odsetek liczby odmów do liczby złożonych wniosków.

¹⁵ Z zastrzeżeniem że całkowity udział inwestycji zagranicznych w kapitale zakładowym instytucji kredytowych składających się na rosyjski sektor bankowy nie może przekroczyć 50%. Gdyby wskaźnik ten miał zostać przekroczony, CBR odmówiłby udzielenia licencji.

wicielstwa banków zagranicznych i zatrudnieni w nich obcokrajowcy podlegają akredytacji przez CBR na okres maksimum 3 lat, który może być przedłużany wielokrotnie, jednak na okresy nie dłuższe niż 3 lata (Baker McKenzie, 2019, s. 381 i 382).

METODA BADANIA

W badaniu posłużono się statystyką H . Jest to miara stopnia konkurencji na rynku usług bankowych. Mierzy ona elastyczność przychodów banków w stosunku do cen nakładów, co zapisujemy wzorem (Panzar i Rosse, 1987, s. 443):

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial R_i}{\partial w_i} \frac{w_i}{R_i} \right) \quad (1)$$

gdzie:

i – bank,

R_i – funkcja przychodu i -tego dostawcy,

w_i – cena nakładu i -tego dostawcy.

W warunkach doskonałej konkurencji wzrost cen czynników produkcji powoduje wzrost zarówno kosztów krańcowych, jak i przychodów ogółem o tę samą wartość, a statystyka H równa się 1. W warunkach monopolu wzrost cen czynników produkcji powoduje wzrost kosztów krańcowych, spadek produkcji i spadek przychodów, co prowadzi do H równego lub mniejszego od 0. Gdy H zawiera się w przedziale od 0 do 1, system działa w ramach konkurencji monopolistycznej. Statystyka H może być większa niż 1 na niektórych rynkach oligopolistycznych (Molyneux, Thornton i Lloyd-Williams, 1996, s. 36).

W celu zbadania konkurencji posłużono się również rozwiązaniami modelowymi. Zmienne w modelu zaproponowanym przez Claessensa i Laevena (2004, s. 569), pozwalające obliczyć wartość elastyczności funkcji przychodu H , zostały zdefiniowane następująco:

$$\ln(IR_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(W_{1,it}) + \beta_2 \ln(W_{2,it}) + \beta_3 \ln(W_{3,it}) + \gamma_1 \ln(y_{1,it}) + \gamma_2 \ln(y_{2,it}) + \gamma_3 \ln(y_{3,it}) + \delta D + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie:

i – bank,

t – czas (lata),

IR_{it} – przychody odsetkowe brutto do aktywów ogółem będące przybliżeniem ceny produkcji kredytów,

α – wyraz wolny,

$W_{1,it}$	– koszty odsetkowe do depozytów ogółem – przybliżenie ceny nakładów na depozyty,
$W_{2,it}$	– koszty osobowe do aktywów ogółem – przybliżenie ceny nakładów pracy,
$W_{3,it}$	– pozostałe koszty operacyjne i administracyjne do aktywów ogółem – przybliżenie ceny nakładów wyposażenia/kapitału trwałego,
$y_{1,it}$	– relacja funduszy własnych do aktywów ogółem,
$y_{2,it}$	– relacja kredytów netto do aktywów ogółem,
$y_{3,it}$	– aktywa ogółem – zmienna kontrolna,
D	– rok,
ε_{it}	– składnik losowy,
$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \delta$	– szacowane współczynniki regresji,
przy czym:	

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \quad (3)$$

gdzie H to szukana wartość elastyczności funkcji przychodu.

Dodatkowo zbadano siłę rynkową dostawców na rynku usług bankowych za pomocą indeksu Lerner (L). Definiuje się ją jako różnicę między cenami a kosztami krańcowymi w stosunku do cen, co zapisujemy wzorem (Giocoli, 2012, s. 182):

$$L = \frac{P - MC}{P} \quad (4)$$

gdzie ceny (P) są obliczane jako łączne przychody banku z aktywów, podczas gdy koszty marginalne (MC) są uzyskiwane z oszacowania zlogarytmowanej funkcji kosztów w odniesieniu do produkcji globalnej, co zapisujemy w postaci równania:

$$\begin{aligned} \ln(C_{it}) = & a_{0i} + b_0 \ln(Q_{it}) + b_1 0,5 [\ln(Q_{it})]^2 + a_1 \ln(W_{1it}) + a_2 \ln(W_{2it}) + \\ & + a_3 \ln(W_{3it}) + b_2 0,5 \ln(Q_{it}) \cdot \ln(W_{1it}) + \\ & + b_3 0,5 \ln(Q_{it}) \cdot \ln(W_{2it}) + b_4 0,5 \ln(Q_{it}) \cdot \ln(W_{3it}) + \\ & + a_4 \ln(W_{1it}) \cdot \ln(W_{2it}) + a_5 \ln(W_{1it}) \cdot \ln(W_{3it}) + \\ & + a_6 \ln(W_{2it}) \cdot \ln(W_{3it}) + a_7 0,5 [\ln(W_{1it})]^2 + \\ & + a_8 0,5 [\ln(W_{2it})]^2 + a_9 0,5 [\ln(W_{3it})]^2 + d_1 Trend + \\ & + d_2 Trend^2 + d_3 Trend \cdot \ln(Q_{it}) + d_4 Trend \cdot \ln(W_{1it}) + \\ & + d_5 Trend \cdot \ln(W_{2it}) + d_6 Trend \cdot \ln(W_{3it}) + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie:

- i – bank,
- t – czas (lata),
- C – całkowite koszty operacyjne plus koszty finansowe,
- Q – aktywa ogółem,
- W_1, W_2 i W_3 – te same koszty, które stosowano przy szacowaniu statystyki H .

Uwzględniono również trend do uchwycenia wpływu zmian technicznych prowadzących do zmiany funkcji kosztowej w czasie. Wyższe wartości indeksu Lerner wskazywają na mniejszą konkurencję banków. Szacunki indeksu w niniejszym opracowaniu są zgodne z metodą opisaną przez Demirgüç-Kunt i Martinez Perię (2010, s. 9 i 10).

Posłużono się także wskaźnikiem Boone'a (β) który jest miarą stopnia konkurencji, obliczaną jako elastyczność zysków do kosztów krańcowych. Na potrzeby niniejszego opracowania oszacowano wskaźnik (β) zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Bikkera i van Leuvensteijna (2005, s. 13):

$$\frac{\Pi_{it}}{\Pi_{jt}} = \alpha + \beta_t \frac{MC_{it}}{MC_{jt}} + \gamma \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

gdzie:

- i, j – pary dostawców,
- t – czas (rok),
- Π_i – zysk i -tego dostawcy,
- α, β i γ – parametry funkcji,
- $\frac{\Pi_i}{\Pi_j}$ – zysk relatywny dowolnej pary dostawców, zależny m.in. od relatywnych kosztów krańcowych odpowiednich dostawców $\frac{MC_i}{MC_j}$,
- τ – zmienna ilustrująca trend,
- ε – wartość błędu.

Za użyciem wskaźnika β przemawia to, że wyższe zyski są osiąganе przez wydajniejsze banki. Im wyższe są wartości ujemne tego wskaźnika, tym bardziej rośnie poziom konkurencji, ponieważ efekt realokacji jest silniejszy. Szacunki wskaźnika Boone'a w niniejszym opracowaniu są zgodne z metodą zastosowaną przez Schaecka i Čiháka (2010, s. 8–10), z modyfikacją dotyczącą wykorzystania kosztów krańcowych zamiast średnich.

Korzystając z danych na poziomie mikroekonomicznym, tj. poszczególnych banków dla okresu 2010–2015, w niniejszym artykule analizie poddano zakres konkurencji banków w Rosji. Ponadto zestawiono poziom konkurencji w sektorze bankowym w Rosji z podobnymi gospodarkami wschodzącymi, a mianowicie Brazylią, Chinami oraz Indiami. PKB *per capita* (z uwzględnieniem parytetu siły

nabywczej, PPP), liczebność populacji oraz liczbę instytucji kredytowych w analizowanych krajach według stanu na koniec 2017 r. zaprezentowano w tablicy.

**PKB *PER CAPITA* (PPP), POPULACJA ORAZ LICZBA INSTYTUCJI KREDYTOWYCH
W KRAJACH BRIC W 2018 R.**

K r a j e	PKB <i>per capita</i> w USD		Populacja w mln	Instytucje kredytowe
		PPP		
Brazylia	10888,98	14103,45	207,66	163
Chiny	7329,09	15308,71	1390,08	379
Indie	1963,55	6426,67	1283,60	169
Rosja	11441,00	24765,95	146,90	484

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: <https://pl.tradingeconomics.com>; <http://www.cbr.ru/Eng/statistics/>; Anzoategui i in., 2010, s. 2.

Najbardziej zbliżonym do Rosji krajem, biorąc pod uwagę zarówno poziom PKB *per capita*, jak i jego wartość uwzględniającą parytet siły nabywczej oraz wielkość populacji, jest Brazylia. Pozostałe kraje – pomimo liczniejszej populacji i niższego PKB *per capita* – mają pewne cechy wspólne z Rosją: duży zakres ingerencji państwa w gospodarkę, która opiera się na eksploatacji zasobów naturalnych, problemy demograficzne i niedorozwój rynków, w tym rynku usług finansowych. Potencjalna zawodność rynku objawia się tutaj w szczególnie dużym udziale dostawców usług finansowych będących własnością państwa. Ponadto liczba banków w Rosji jest niewspółmiernie duża w stosunku do różnic wynikających z poziomu zróżnicowania poszczególnych krajów.

KONKURENCJA W KRAJACH BRIC

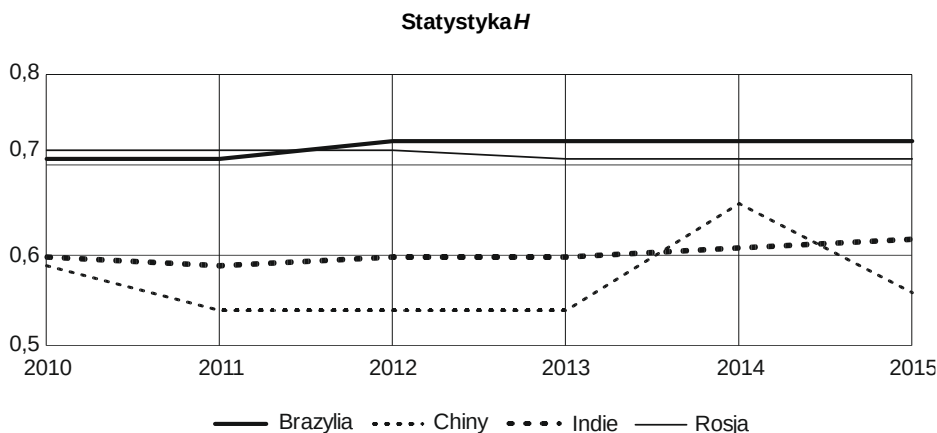
Dane zaprezentowane na wykr. 5 pozwalają określić rosyjski sektor bankowy jako funkcjonujący w warunkach konkurencji monopolistycznej. Biorąc pod uwagę wartość statystyki H , która waha się w badanym okresie w przedziale od 0,72 do 0,73, oraz odrzucając hipotezy zerowe, że jest ona równa 0 bądź 1, rynek usług bankowych w Rosji można określić jako funkcjonujący w warunkach odpowiadających konkurencji monopolistycznej. Dodatkowo poziom miary konkurencji nie zmieniał się wraz ze spadkiem liczby dostawców na rynku. Taki sam wniosek można wyciągnąć w odniesieniu do sektorów bankowych krajów przyjętych do porównania. Przyjmując oszacowaną wartość statystyki H , sektory bankowe wszystkich badanych krajów funkcjonują w warunkach konkurencji monopolistycznej. Sektory bankowe Chin i Indii wydają się mniej konkurencyjne niż sektor bankowy Rosji. Wielkość statystyki H utrzymuje się w nich na poziomie

ok. 0,6. W całym badanym okresie poziom konkurencji bardzo zbliżony do rosyjskiego cechuje rynek usług bankowych w Brazylii. Poziom statystyki H utrzymuje się tam na poziomie od 0,72 do 0,74.

Podobne wnioski można wyciągnąć na podstawie indeksu Lerner'a. Warto jednak odnotować, że poziom siły rynkowej dostawców na rynku usług bankowych jest w Rosji relatywnie wysoki. Wzrósł on skokowo w 2014 r. po uprzedniej zapowiedzi przeprowadzenia reform związanych z dalszym zmniejszaniem się liczby dostawców na rosyjskim rynku bankowym. Pozostałe kraje uwzględnione w badaniu cechuje niższy wynik indeksu Lerner'a, co wskazuje na większą konkurencję między bankami i mniejszy stopień wykorzystania siły monopolowej banków¹⁶.

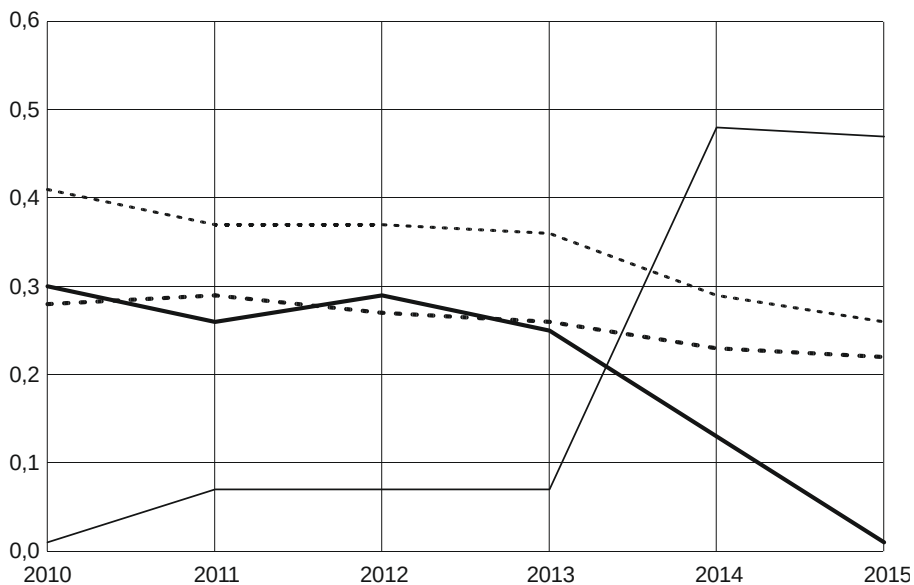
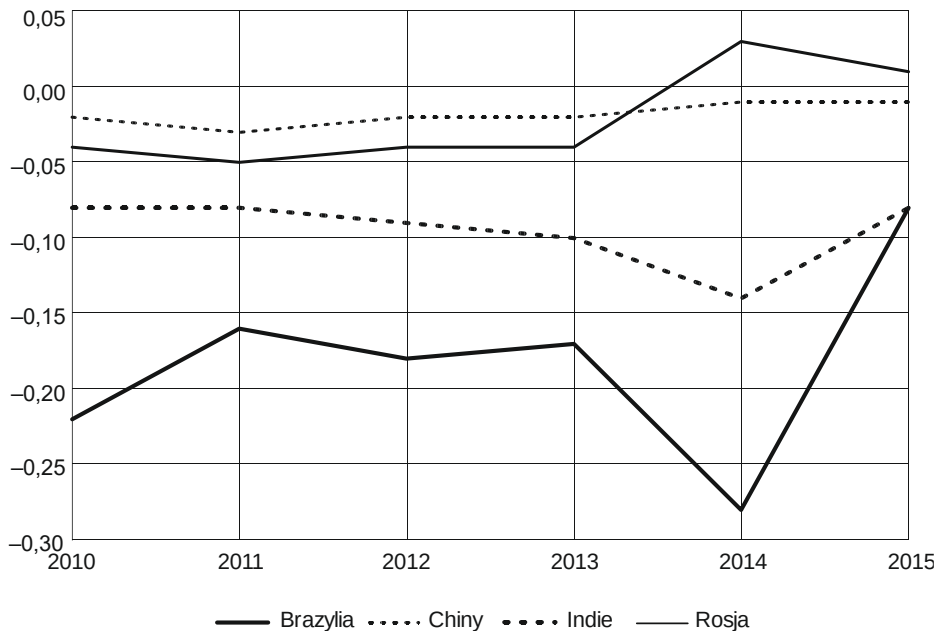
Wnioski oparte na wartościach wskaźnika Boone'a nie odbiegają od ustaleń poczynionych na podstawie indeksu Lerner'a. Zgodnie z oczekiwaniami im większe są wartości ujemne wskaźnika Boone'a, tym branża jest bardziej konkurencyjna. W świetle uzyskanych szacunków wskaźnika β sektory bankowe Brazylii i Indii są bardziej konkurencyjne niż pozostałe. Sektory Rosji i Chin charakteryzowały się zbliżonym poziomem konkurencji w latach 2010–2013, po czym wartości wskaźnika β w Rosji wzrosły, co wskazuje na spadek konkurencji w sektorze bankowym tego kraju¹⁷.

WYKR. 5. NIESTRUKTURALNE MIARY KONKURENCJI W KRAJACH BRIC



¹⁶ Siła monopolowa banków mierzona jest wielkością narzutu na cenę powyżej kosztu krańcowego. W przypadku konkurencji doskonałej cena P równa jest kosztowi marginalnemu MC , co daje wartość indeksu Lerner'a równą 0. Oznacza to brak możliwości wpływania dostawcy na cenę (pozycja cenobiórca). Dodatnie wartości indeksu Lerner'a wskazują na istnienie siły rynkowej – zdolności dostawcy do wpływania na poziom ceny rynkowej (pozycja cenodawcy).

¹⁷ Autor wskaźnika β postuluje, aby wykorzystywać ten wskaźnik do badania ewolucji konkurencji w czasie, zaś do porównań międzysektorowych stosować inne miary, gdyż zważywszy na możliwy wpływ nieobserwowalnych czynników na parametr β , interpretacja uzyskanych wyników może być myląca (Bikker i van Leuvensteijn, 2005, s. 14).

WYKR. 5. NIESTRUKTURALNE MIARY KONKURENCJI W KRAJACH BRIC (dok.)**Indeks Lerner****Wskaźnik Boone'a**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Bureau van Dijk (<https://bankscope2.bvdep.com>).

PODSUMOWANIE

Od 2009 r. sektor bankowy w Rosji podlega przeobrażeniom związanym z reformami, których celem jest wzmocnienie kapitałowe banków oraz – co za tym idzie – zmniejszenie liczebności podmiotów sektora. Rosyjski sektor bankowy składa się z relatywnie dużej liczby banków. Nawet jeżeli uwzględnić specyfikę kraju, ogromnego pod względem powierzchni, liczba podmiotów sektora bankowego w Rosji jest znaczna¹⁸. Pozostałe kraje BRIC charakteryzują się znacznie mniejszą liczbą instytucji kredytowych.

Badanie konkurencji sektora bankowego w Rosji wskazuje na jego umiarkowany – z tendencją do wysokiego – poziom koncentracji. Współwystępowanie dużej liczby podmiotów przy relatywnie wysokiej koncentracji sektora oraz nie-strukturalnych miarach konkurencji odpowiadających konkurencji monopolistycznej jest argumentem podważającym ustalenia paradygmatu struktura–taktyka – wyniki, zgodnie z którym wysokiej koncentracji rynku towarzyszy niski poziom konkurencji. Zgodnie z ustaleniami nowej empirycznej ekonomii branży, opartymi na paradygmacie efektywnej struktury rynku, nawet wysoko skoncentrowane sektory bankowe (np. w Estonii, gdzie sektor bankowy zdominowany został przez jednego dostawcę – szwedzki Svedbank) mogą zachować konkurencyjność pod warunkiem istnienia potencjalnej konkurencji oraz ustanowienia równych praw względem wszystkich uczestników rynku. Duża liczba dostawców oraz dywersyfikacja udziałów w rynku nie przesądzają zatem o strukturze konkurencyjnej. Rosyjski sektor bankowy charakteryzował się większą presją konkurencyjną do 2013 r. Zaostrzenie warunków prowadzenia działalności bankowej w postaci wzrostu wymogów kapitałowych względem banków zwiększyło koncentrację sektora i zmniejszyło w nim konkurencję, choć pozostała ona na poziomie konkurencji monopolistycznej.

W świetle otrzymanych wyników obliczeń dotyczących konkurencji we wszystkich badanych krajach można stwierdzić, że sektory bankowe funkcjonują tam w warunkach konkurencji monopolistycznej. Oznacza to, że dostawcy usług bankowych dostarczają nieznacznie zróżnicowanego produktu, który ma jednak bliskie substytuty, a istnienie potencjalnej konkurencji powoduje, że podmioty wykorzystują siłę rynkową w stopniu, na jaki pozwala konkurencja monopolistyczna. Spośród badanych krajów w najwyższym stopniu siłę monopolową wykorzystują banki w Rosji, a sama zapowiedź oraz zapoczątkowanie reform mających na celu zmniejszenie liczebności sektora bankowego i wzmocnienie jego dostawców doprowadziły do wzrostu koncentracji i spadku konkurencji w tym sektorze. Od 2013 r., kiedy Centralny Bank Rosji zaostrzył kierunek reform bankowych, poziom konkurencji w sektorze bankowym spadł, liczba banków drastycznie się zmniejszyła, a średnioroczna liczba cofanych licencji bankowych wzrosła trzykrotnie: z ok. 20–30 do 80–90.

¹⁸ Wielkość populacji przypadającej na jeden bank w krajach BRIC to ponad milion osób, podczas gdy w Rosji liczba ta jest trzykrotnie mniejsza i wynosi ok. 0,33 mln osób.

Postępująca w ślad za reformami koncentracja sektora oraz poziom wskaźników konkurencji wskazujący na relatywnie dużą siłę monopolową banków w Rosji, przy specyficznej strukturze bankowości detalicznej (zdominowanej przez banki kontrolowane przez państwo), uzasadniają sceptyczną ocenę skutków podjętych reform. Brak jednoczesnych działań mających na celu osłabienie dominacji części podmiotów na rynku usług bankowych może skutkować zmniejszeniem dostępności usług bądź też większą podatnością gospodarki na kryzysy.

BIBLIOGRAFIA

- Anzoategui, D., Martinez Peria, M., Melecky, M. (2010). *Banking Sector Competition in Russia*. (World Bank Policy Research Working Paper, 5449). Pobrane z: <http://documents.worldbank.org/curated/en/981771468105282509/Banking-sector-competition-in-Russia>.
- Baker McKenzie. (2019). *Doing Business in Russia 2018*. Pobrane z: <https://www.bakermckenzie.com/en/>.
- Baszyński, A. (2014). *Koncentracja i konkurencja w sektorach bankowych transformujących się krajów europejskich: studium teoretyczno-empiryczne*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Baszyński, A., Piątek, D., Pilc, M., Szarzec, K. (2014). *Instytucje w krajach transformujących się*. Warszawa: Global Development Research Group.
- Baumol, W. J. (1982). Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure. *American Economic Review*, 72(1), 1–15.
- Baumol, W. J., Panzar, J. C., Willig, R. D. (1982). *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Honohan, P. (2009). Access to Financial Services: Measurement, Impact, and Policies. *World Bank Research Observer*, 24(1), 119–145.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. (2006). Bank Concentration, Competition and Crises: First Results. *Journal of Banking and Finance*, 30(5), 1581–1603.
- Bikker, J. A., van Leuvensteijn, M. (2005). *An Exploration into Competition and Efficiency in the Dutch Life Insurance Industry*. (DNB Working Paper, 47). Pobrane z: https://www.dnb.nl/binaries/Working%20Paper%2047_tcm46-146704.pdf.
- Boone, J. (2008). A New Way to Measure Competition. *Economic Journal*, 118(531), 1245–1261.
- Carletti, E., Hartmann, P. (2003). Competition and Financial Stability: What's Special about Banking? W: P. Mizen (red.), *Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets: Essays in Honour of Charles Goodhart* (s. 202–229). Cheltenham: Edward Elgar.
- CBR. (2003). *Banking Supervision Report 2002*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2006). *Banking Supervision Report 2005*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2009). *Banking Supervision Report 2008*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2012). *Banking Supervision Report 2011*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2013). *Banking Supervision Report 2012*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2016). *Banking Supervision Report 2015*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2017). *Banking Supervision Report 2016*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- CBR. (2018). *Banking Supervision Report 2017*. Moscow: Central Bank of Russia Federation.
- Cetorelli, N. (1999). Competitive Analysis in Banking: Appraisal of the Methodologies. *Economic Perspectives. Federal Reserve Bank of Chicago*, Q1, 2–15.

- Cetorelli, N. (2003). Life-cycle Dynamics in Industrial Sectors: The Role of Banking Market Structure. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, (85), 135–147.
- Cetorelli, N., Strahan, P. (2006). Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U.S. Market. *Journal of Finance*, 61(1), 437–461.
- Claessens, S., Laeven, L. (2004). What Drives Bank Competition? Some International Evidence? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 562–583.
- Davydenko, V. A., Kaźmierczyk, J., Romashkina, G. F. (2018). A Comparative Analysis of the Levels of Collective Trust among the Banking Staff in Poland and Russia. *Comparative Sociology*, 17(3–4), 299–317.
- Demirgüç-Kunt, A., Martinez Peria, M. S. (2010). *A Framework for Analyzing Competition in the Banking Sector: an Application to the Case of Jordan*. (Policy Research Working Paper 5499). Pobrane z: <http://documents.worldbank.org/curated/en/349041468063241288/A-framework-for-analyzing-competition-in-the-banking-sector-an-application-to-the-case-of-Jordan>.
- Fungáčová, Z., Solanki, L., Weill, L. (2010). *Market Power in the Russian Banking Industry*. (BOFIT Discussion Papers No. 3). Pobrane z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1578247.
- Giocoli, N. (2012). Who Invented the Lerner Index? Luigi Amoroso, the Dominant Firm Model, and the Measurement of Market Power. *Review of Industrial Organization*, 41(3), 181–191.
- Gorynia, M. (1995). Mezoekonomia – modele samoregulacji branży. *Ekonomista*, (5–6), 815–837.
- Koskela, E., Stenbacka, R. (2000). Is There a Tradeoff between Bank Competition and Financial Fragility? *Journal of Banking and Finance*, 24(12), 1853–1873.
- Lerner, A. P. (1934). The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *Review of Economic Studies*, 1(3), 157–175.
- Molyneux, P., Thornton, J., Lloyd-Williams, M. (1996). Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking. *Journal of Economics and Business*, 48(1), 33–45.
- Noga, A. (1998). Wpływ koncentracji na siłę konkurencji. Spory w teorii ekonomii. W: A. Sosnowska (red.), *Koncentracja produkcji i zachowania rynkowe przedsiębiorstw* (s. 23–36). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Panzar, J. C., Rosse, J. N. (1987). Testing for 'Monopoly' Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443–456.
- Pawłowska, M. (2014). *Konkurencja w sektorze bankowym. Teoria i wyniki empiryczne*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2008). *Banking Crises, An Equal Opportunity Menace*. (NBER Working Paper No. 14587). Pobrane z: <https://www.nber.org/papers/w14587>.
- Schaeck, K., Čihák, M. (2008). *How Does Competition Affect Efficiency and Soundness in Banking? New Empirical Evidence*. (European Central Bank Working Paper Series No. 932). Pobrane z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp932.pdf>.
- Schaeck, K., Čihák, M. (2010). *Competition, Efficiency, and Soundness in Banking: An Industrial Organization Perspective*. (CentER Discussion Paper No. 2010-68S). Pobrane z: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1635245.
- Ushakova, Y., Kruglova, A. (2018). Competition in Russia's Banking Sector Prior to and After Supervision Policy Enhancement: Conclusions Based on Interest Rate Dispersion and Spread. *Russian Journal of Money and Finance*, 77(2), 22–50.
- Żukowski, M. (2006). *Makroekonomiczne uwarunkowania rozwoju sektora bankowego w Rosji*. Lublin: Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej.

Regionalne zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych

Małgorzata Grzywińska-Rapca^a , Małgorzata Kobylińska^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest ustalenie zróżnicowania województw w zależności od poziomu dochodów gospodarstw domowych z uwzględnieniem źródeł ich pochodzenia. Do oceny regionalnych różnic sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych wykorzystane zostały dane opisujące źródła i poziom dochodów przypadających na osobę w gospodarstwie domowym w województwie. Na podstawie danych jednostkowych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny w 2016 r. wyznaczono średnie wartości dochodów według źródeł ich pochodzenia. W badaniu wykorzystano metodę *k-medoidów*, należącą do niehierarchicznych metod podziału. Stwierdzono, że na przynależność do określonego skupienia w największym stopniu (spośród przyjętych do analizy cech) wpływały dochody ze stałej pracy najemnej wykonywanej za granicą. Średnia wartość dla tej cechy w skupieniu 2 wynosiła 5000,70 zł na osobę w gospodarstwie domowym. Na podstawie przeprowadzonego grupowania można uznać, że gospodarstwa domowe poszukują dodatkowych źródeł utrzymania w zależności od potencjału gospodarczego regionu i dostępnych możliwości.

Słowa kluczowe: zróżnicowanie regionalne, dochód, gospodarstwa domowe, metoda *k-medoidów*

Regional variation in household income

Abstract. The aim of the paper is to determine the scale of intervoivodship variation in terms of the level of household income, taking into account the sources of this income. To evaluate regional differences related to the economic situation of households, the authors used data on the sources and level of income per person in a household in a voivodship. Average values of income for each identified source were calculated on the basis of microdata from the 2016 Household Budget Survey carried out by Statistics Poland. For the purpose of the study, the authors employed *k-medoid* method, one of non-hierarchical techniques of division. It was demonstrated that of all the diagnostic features adopted in the study, it was the level of income from permanent employment abroad which differentiated among particular clusters of voivodships to the largest extent. The average value for this feature in cluster 2 was PLN 5000,70 per person in the household. The performed grouping of voivodships showed that the extent to which households search for additional sources of income depends on the economic potential of the region and available opportunities.

Keywords: regional differentiation, income, households, *k-medoid* method

JEL: C13, E24, G20

^a Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Wydatki gospodarstw domowych zależą od indywidualnych preferencji ich członków, ale przede wszystkim od ograniczeń obiektywnych, takich jak uzyskiwany dochód (Zalega, 2007). Dochody gospodarstw domowych, niezależnie od źródła pochodzenia, są uwarunkowane wieloma czynnikami. Do najczęściej wymienianych należą czynniki społeczno-demograficzne, wśród których jako najważniejsze determinanty różnicujące poziom dochodów gospodarstw domowych należy wskazać wykształcenie, wykonywany zawód i wiek członków gospodarstwa domowego. Osoby tworzące gospodarstwo domowe, mając na względzie racjonalne gospodarowanie zasobami finansowymi, dążą do optymalnego zaspokojenia potrzeb wszystkich członków gospodarstwa.

Różnice dochodowe są podstawową przyczyną zróżnicowania ekonomicznego województw (Leszczyńska, 2006), które może być analizowane zarówno na poziomie mikro-, jak i makroekonomicznym. Powszechnymi miernikami makroekonomicznymi są np. poziom PKB, dochód narodowy czy poziom inflacji w odniesieniu do poszczególnych dóbr konsumpcyjnych (Kasprzyk i Leszczyńska, 2012). W skali mikroekonomicznej za miernik odzwierciedlający zróżnicowanie można uznać dochód gospodarstw domowych. Przez wielu autorów dochód traktowany jest jako jeden z mierników materialnej jakości życia (Ostasiewicz, 2004; Panek, 2015; Słaby, 2004). Jest też uznawany za podstawowy czynnik ekonomiczny różnicujący warunki i jakość życia (Stawasz, 2004).

Jak podaje Główny Urząd Statystyczny (GUS), w 2016 r. dochód rozporządzalny na osobę wyższy od średniej krajowej odnotowano w sześciu województwach: mazowieckim, dolnośląskim, pomorskim, śląskim, lubuskim i zachodniopomorskim. Najwyższymi przeciętnymi dochodami na osobę dysponowały gospodarstwa domowe z woj. mazowieckiego (1781 zł) i były one o 20,8% wyższe niż przeciętny krajowy dochód na osobę. Najniższe dochody zarejestrowano natomiast w woj. podkarpackim (GUS, 2017). Różnice dochodowe mają podłoże nie tylko ekonomiczne. Wpływa na nie również wzajemne oddziaływanie czynników politycznych czy kulturowych (Stawasz, 2004).

Celem artykułu jest ustalenie zróżnicowania województw w zależności od poziomu dochodów gospodarstw domowych. Analizowano poziom dochodów gospodarstw domowych z uwzględnieniem źródeł ich pochodzenia.

METODA BADANIA

Istnieje wiele metod analizy skupień służących do wyodrębnienia podzbiorów charakteryzujących się wewnętrzną jednorodnością obiektów należących do tych samych grup (skupień, klastrów). Algorytmy analizy skupień zostały szczegółowo opisane m.in. w pracach Panka (2009) i Stanisza (2007). Analizę przedstawioną w niniejszym artykule oparto na danych uzyskanych z badania budżetowego

tów gospodarstw domowych przeprowadzonego przez GUS w 2016 r. na podstawie danych jednostkowych¹ na próbie losowej ok. 38 tys. gospodarstw domowych ogółem w Polsce metodą miesięcznej rotacji. Zgodnie z założeniami tej metody w corocznym badaniu w każdym miesiącu uczestniczą inne wylosowane gospodarstwa domowe.

W celu wyodrębnienia grup województw charakteryzujących się podobnymi poziomami dochodów zastosowano metodę k -medoidów, należącą do niehierarchicznych, iteracyjno- optymalizacyjnych metod podziału. Stanowi ona pewną modyfikację metody k -średnich i w porównaniu z nią jest odporna na występowanie obserwacji nietypowych. Metoda k -średnich wykazuje wrażliwość na występowanie obserwacji odstających, ponieważ wpływają one na środek ciężkości skupień (Wierzchoń i Kłopotek, 2017). Podstawę metody k -medoidów stanowią wyznaczone medoidy skupień. Medoid to element należący do danego zbioru X , którego suma odległości od wszystkich innych elementów tworzących skupienie jest najmniejsza. Należy zaznaczyć, że medoidy należą do analizowanych zbiorów danych i umieszczone są najbardziej centralnie w skupieniach (Struyf, Hubert i Rousseeuw, 1997). W opisywanej metodzie dokonuje się podziału zbioru obiektów na rozłączne skupienia w ten sposób, żeby zminimalizować sumę odległości elementów, które nie są medoidami, od najbliższych położonych w stosunku do nich medoidów (Wierzchoń i Kłopotek, 2017).

Algorytm PAM (Partitioning Around Medoids), będący realizacją metody k -medoidów, został szczegółowo opisany w pracy Kaufmana i Rousseeuwa (1990). Budując algorytm, określamy arbitralnie k medoidów (będących początkowymi reprezentantami skupień), a następnie dzielimy zbiór danych obiektów $x_i \in X$ na skupienia, z odpowiadającymi im medoidami. Algorytm ten dąży do wyznaczenia k medoidów m_j , $i = 1, 2, \dots, k$, będących elementami analizowanego zbioru, które minimalizują funkcję:

$$\sum_{i=1}^n \min_{j=1, 2, \dots, k} d(x_i, m_j) \quad (1)$$

gdzie m_j jest medoidem dla j -tego skupienia.

Elementy zbioru X przypisywane są do skupienia, którym odpowiadają najbliższe położone medoidy. W kolejnych iteracjach jakość grupowania poprawia się przez optymalizacyjną zamianę obiektów, a dokładniej – jeden z medoidów zastępowany jest niemedoidem, po czym sprawdza się, czy suma odległości

¹ Dane jednostkowe zakupiono ze środków statutowych wydziału. Ze względu na charakter oraz szczegółowość danych skorzystano z wyników badania budżetów gospodarstw domowych, a nie z raportu z Europejskiego Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC).

wszystkich obiektów niebędących medoidami od najbliższych im medoidów, dana wzorem (1), jest mniejsza niż poprzednio. Jeżeli ten warunek jest spełniony, zamianę uznaje się za dokonaną, w przeciwnym razie się ją odrzuca. Proces ten jest powtarzany do momentu, w którym nie będzie występowała żadna zmiana w rozmieszczeniu obiektów pomiędzy skupieniami (Struyf i in., 1997).

Do oceny jakości grupowania można wykorzystać sylwetkę (*silhouette*) – narzędzie opracowane przez Rousseeuwa (1987). Pozwala ona na wskazanie obiektów błędnie zaklasyfikowanych lub leżących na pograniczu danych skupień. Niech S_j określa skupienie, do którego należy element x_i . Dla poszczególnych obiektów x_i wartość sylwetki wyznaczana jest według następującego wzoru:

$$s(x_i) = \frac{b(x_i) - a(x_i)}{\max \{a(x_i), b(x_i)\}} \quad (2)$$

gdzie:

$a(x_i)$

– średnia odległość elementu x_i od innych elementów należących do skupienia, w którym obiekt i się znajduje,

$$b(x_i) = \min_{\substack{j \neq k, \\ i \in S_k}} \frac{1}{|S_j|} \sum_{h \in S_j} d(i, h)$$

– tzn. stanowi najmniejszą ze średnich odległości obiektu reprezentowanego przez x_i od obiektów należących do innych skupień niż to, do którego przypisany jest obiekt i (symbol $|A|$ oznacza liczbę elementów zbioru A).

Wzór (2) wskazuje, że $s(x_i) \in (-1, 1)$. Jeżeli wartość $s(x_i)$ jest bliska 1, można przyjąć, że obiekt x_i został prawidłowo zaklasyfikowany do skupienia S_j , natomiast wartość sylwetki bliska -1 świadczy o błędnym przydzieleniu obiektu opisanego przez x_i do skupienia S_j . W przypadku wartości sylwetki bliskiej 0 ($a(x_i) - b(x_i) \approx 0$) można przyjąć, że element x_i leży w takiej samej odległości od skupień S_j i S_k (na granicy tych skupień) i nie da się jednoznacznie określić, do którego skupienia powinien być przypisany (Struyf i in., 1997).

Średnia szerokość sylwetki S wyznaczana jest jako przeciętna wartość sylwetek dla wszystkich elementów ze zbioru danych. Za pomocą jej wartości można ustalić „najlepszą” liczbę skupień. Wybiera się taką liczbę skupień, dla których S osiąga największą wartość (Gatnar i Walesiak, 2004). Obliczenia przedstawione w niniejszej pracy zostały wykonane z wykorzystaniem pakietu *cluster* środowiska R². Analizowano zmienne diagnostyczne przedstawiające rodzaje dochodów uzyskiwanych przez gospodarstwa domowe (zestawienie).

² <https://cran.r-project.org/web/packages/cluster/index.html>.

ZESTAWIENIE RODZAJÓW DOCHODÓW UZYSKIWANYCH PRZEZ GOSPODARSTWA DOMOWE

Symbol	Nazwa zmiennej diagnostycznej
X ₁	Pozostałość gotówki z poprzedniego miesiąca (różnica pomiędzy dochodami a wydatkami)
X ₂	Dochody z pracy najemnej stałej w kraju
X ₃	Dochody z pracy najemnej stałej za granicą
X ₄	Dochody z pracy najemnej dorywczej w kraju
X ₅	Dochody z pracy najemnej dorywczej za granicą
X ₆	Dochody z pracy stałej na własny rachunek w kraju
X ₇	Dochody z pracy stałej na własny rachunek za granicą
X ₈	Dochody z pracy dorywczej na własny rachunek w kraju
X ₉	Dochody z własności
X ₁₀	Dochody z wynajmu budynków i budowli niezwiązanych z działalnością gospodarczą – w kraju
X ₁₁	Emerytury krajowe
X ₁₂	Renty strukturalne za przekazane gospodarstwo rolne
X ₁₃	Emerytury zagraniczne
X ₁₄	Renty zagraniczne
X ₁₅	Renty rodzinne krajowe
X ₁₆	Zasiłki macierzyńskie
X ₁₇	Pozostałe świadczenia z ubezpieczeń społecznych
X ₁₈	Zasiłki rodzinne
X ₁₉	Dodatek z tytułu samotnego wychowywania dziecka
X ₂₀	Pozostałe dodatki do zasiłków rodzinnych
X ₂₁	Świadczenie wychowawcze
X ₂₂	Świadczenie pielęgnacyjne, specjalny zasiłek opiekuńczy
X ₂₃	Zasiłek pielęgnacyjny
X ₂₄	Pozostałe dochody o charakterze świadczeń społecznych
X ₂₅	Dodatek mieszkaniowy
X ₂₆	Renta socjalna
X ₂₇	Zasiłki stałe, okresowe oraz pozostała pomoc pieniężna, materialna i w formie usług
X ₂₈	Pomoc od instytucji niekomercyjnych
X ₂₉	Stypendia
X ₃₀	Pozostałe dochody o charakterze świadczeń społecznych
X ₃₁	Zasiłki dla bezrobotnych w kraju
X ₃₂	Świadczenia i zasiłki przedemerytalne
X ₃₃	Alimenty od osób prywatnych w kraju
X ₃₄	Pozostałe pożyczki i kredyty zaciągnięte w bankach
X ₃₅	Pożyczki i kredyty zaciągnięte w innych instytucjach
X ₃₆	Pożyczki zaciągnięte od osób prywatnych

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na pierwszym etapie analizy zrezygnowano ze zmiennych, w przypadku których występowały braki danych. Dotyczyło to kilku województw, w których nie odnotowano danego rodzaju dochodu w badaniu budżetów gospodarstw domowych, np. w województwach podkarpackim i opolskim – dochodów z pracy najemnej dorywczej za granicą oraz dochodów z własności. Dochodu z tytułu pomocy od instytucji niekomercyjnych nie odnotowano natomiast w województwach: podlaskim, pomorskim, śląskim, świętokrzyskim oraz warmińsko-mazurskim.

Wyboru zmiennych do analizy dokonano, kierując się ich zmiennością przestrzenną, stopniem skorelowania oraz istotnością w przypadku badanego zjawiska. Ze zbioru zmiennych diagnostycznych wyeliminowano te zmienne, dla których wartość bezwzględna współczynnika zmienności nie przekroczyła 10%. W procedurze wyboru zmiennych zastosowano metodę parametryczną Hellwiga (Młodak, 2006). Progową wartość współczynnika korelacji w tej metodzie ustala się arbitralnie, najczęściej na poziomie 0,5, lub wykorzystując metodę minimaksową³. W niniejszej pracy wartość progowa współczynnika korelacji została wyznaczona metodą minimaksową i wyniosła 0,396. Stanowiła podstawę do ustalenia zmiennej centralnej i zmiennych izolowanych oraz satelitarnych. Po uwzględnieniu powyższych kryteriów do dalszej analizy wykorzystano następujące zmienne diagnostyczne:

- pozostałość gotówki z poprzedniego miesiąca (X_1);
- dochody z pracy najemnej stałej za granicą (X_3);
- dodatek z tytułu samotnego wychowywania dziecka (X_{19});
- pozostałe dodatki do zasiłków rodzinnych (X_{20});
- zasiłki stałe, okresowe oraz pozostała pomoc pieniężna, materialna i w formie usług (X_{27});
- alimenty od osób prywatnych w kraju (X_{33});
- pożyczki zaciągnięte od osób prywatnych (X_{36}).

WYNIKI BADAŃ

Na zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych wpływa wiele czynników. Według Radziukiewicz (2010) jedną grupę tworzą te, które mają wpływ na zwiększenie zróżnicowania dochodowego gospodarstw domowych. Należą do nich: powstawanie nowych dziedzin gospodarki narodowej, w których generowane są wysokie dochody, rosnące zapotrzebowanie na pracowników wykwalifikowanych sprzyjające tworzeniu grup o szczególnie wysokich wynagrodzeniach, zahamowanie wzrostu wynagrodzeń, zmniejszenie poziomu średniej emerytury oraz transfery od Polaków pracujących za granicą. Drugą grupę stanowią czynniki ograniczające poziom zróżnicowania dochodów. Znaczny udział szarej strefy może wpływać na zmniejszenie zróżnicowania dochodowego, co z kolei może prowadzić do wzrostu wydatków konsumpcyjnych (Aksman, 2010).

Województwa pogrupowano ze względu na wybrane cechy diagnostyczne reprezentujące średni poziom dochodów gospodarstw domowych, wykorzystując metodę k -medoidów. Źródła i poziom dochodów przypadających na osobę w gospodarstwie domowym w województwach przedstawiono w tabl. 1.

³ W metodzie minimaksowej wartość progowa współczynnika korelacji r^* wyznaczana jest według wzoru $r^* = \min_j \max_{j'} |r_{jj'}|$, gdzie $r_{jj'}$ jest współczynnikiem korelacji pomiędzy odpowiednio j -tą i j' -tą zmienną diagnostyczną (Młodak, 2006; Panek, 2009).

TABL. 1. WARTOŚCI CECH UWZGLĘDNIONYCH W BADANIU

Województwa	X_1	X_3	X_{19}	X_{20}	X_{27}	X_{33}	X_{36}
Dolnośląskie	730,94	3690,10	294,33	196,88	480,05	645,66	671,56
Kujawsko-pomorskie	873,24	4590,49	314,05	163,48	439,30	622,28	545,00
Lubelskie	613,02	4255,43	260,55	165,90	403,51	616,54	696,85
Lubuskie	690,80	4800,10	213,71	184,96	488,18	541,28	745,00
Łódzkie	881,10	4026,09	311,94	158,09	536,22	658,03	661,07
Małopolskie	748,50	4753,93	225,91	156,93	357,99	867,11	620,00
Mazowieckie	1101,25	4823,03	279,04	145,24	489,62	855,82	1181,62
Opolskie	1173,16	2653,45	260,27	215,28	403,62	646,77	900,00
Podkarpackie	845,64	3260,15	267,20	170,90	251,35	657,81	576,15
Podlaskie	836,87	3150,00	413,33	159,23	357,50	729,62	292,86
Pomorskie	770,67	6035,95	299,08	173,16	369,90	744,60	757,52
Śląskie	684,78	4009,16	283,58	217,05	477,92	718,84	793,16
Świętokrzyskie	723,41	3904,53	351,50	175,74	257,29	707,00	1772,50
Warmińsko-mazurskie	746,72	3859,66	217,50	286,59	446,74	617,65	232,52
Wielkopolskie	855,32	4131,88	313,92	202,13	363,03	709,78	990,91
Zachodniopomorskie	589,87	3763,36	278,00	138,90	432,37	707,47	533,33

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wartości zaprezentowane w tablicy świadczą o dużym zróżnicowaniu we wszystkich kategoriach dochodów gospodarstw domowych. Najwyższy średni poziom dochodów, których źródłem jest praca najemna stała za granicą, osiągnęli mieszkańcy woj. pomorskiego, natomiast najniższą wartość dochodów z pracy najemnej za granicą odnotowano w województwach opolskim (2653,45 zł na osobę w gospodarstwie domowym) oraz podlaskim (3150,00 zł). W woj. lubuskim wystąpiły najniższe wartości dodatku z tytułu samotnego wychowywania dziecka oraz alimentów od osób prywatnych w kraju, natomiast w woj. zachodniopomorskim – najniższe wartości pozostałości gotówki z poprzedniego miesiąca oraz pozostałych dodatków do zasiłków rodzinnych. W woj. warmińsko-mazurskim zaobserwowano najwyższą wartość pozostałych dodatków do zasiłków rodzinnych oraz najniższą wartość pożyczek zaciągniętych od osób prywatnych. Najwyższą wartość w kategorii pozostałości gotówki z poprzedniego miesiąca uzyskali mieszkańcy woj. opolskiego. Najwyższy poziom średnich pożyczek zaciągniętych od osób prywatnych zaobserwowano w woj. świętokrzyskim, natomiast dodatku z tytułu samotnego wychowywania dziecka – w woj. podlaskim.

Wartości mierników statystycznych (tabl. 2) wskazują, że najniższe średnie dochody w Polsce na osobę w gospodarstwie domowym osiągnięto w przypadku pozostałych dodatków do zasiłków rodzinnych. Największą statystyczną zmiennością charakteryzowała się cecha dotycząca pożyczek zaciągniętych od osób prywatnych. Bezwzględna wartość współczynnika zmienności wyniosła w tym przypadku 48,12%, co świadczy o silnym zróżnicowaniu cechy. W odniesieniu do pozostałych cech współczynnik zmienności nie przekroczył 20% i można przyjąć, że ich zróżnicowanie było słabe. Najsilniejszą asymetrią dodatnią charakteryzowały się pozostałe dodatki do zasiłków rodzinnych oraz pożycz-

ki zaciągnięte od osób prywatnych. W 10 województwach zanotowano wartości tych cech poniżej przeciętnej dla wszystkich województw.

TABL. 2. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH BADANYCH CECH

Cechy	Średnia arytmetyczna	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności w %	Współczynnik skośności
	w zł			
X ₁	804,08	156,95	19,52	1,11
X ₃	4106,71	797,70	19,42	0,54
X ₁₉	286,49	50,52	17,64	0,82
X ₂₀	181,90	36,22	19,91	1,70
X ₂₇	409,66	81,02	19,78	-0,60
X ₃₃	690,39	85,03	12,32	0,70
X ₃₆	748,13	360,00	48,12	1,50

Źródło: jak przy tabl. 1.

Na podstawie wartości badanych cech (tabl. 1) pogrupowano województwa na dwa, trzy, cztery oraz pięć skupień, wykorzystując algorytm PAM. Wyniki grupowania oraz charakterystyki, których wartości posłużyły do oceny jakości grupowania metodą k -medoidów, przedstawia tabl. 3.

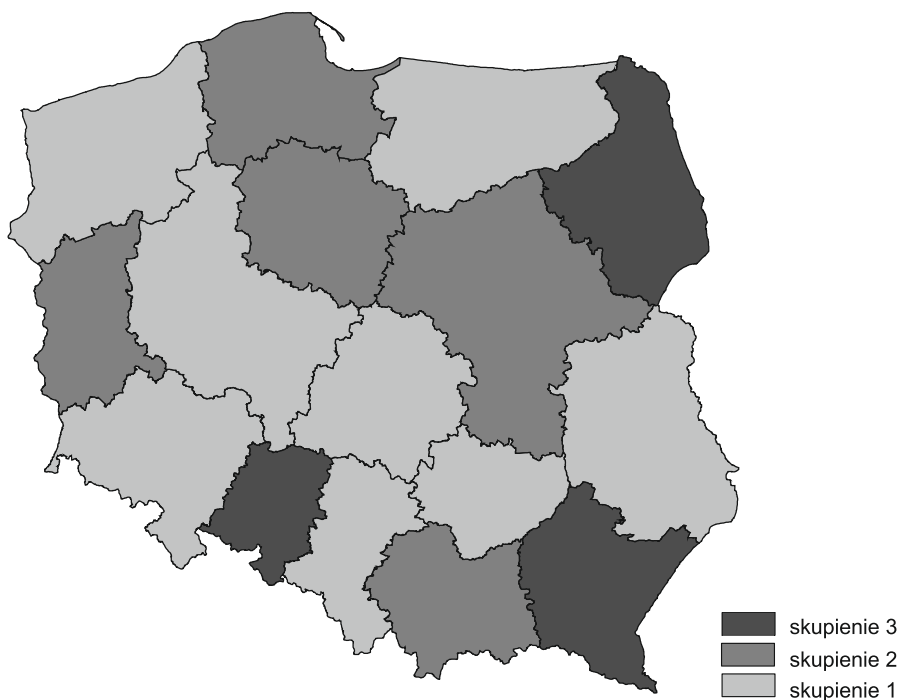
TABL. 3. WYNIKI GRUPOWANIA WOJEWÓDZTW ORAZ WARTOŚCI CHARAKTERYZUJĄCE JAKOŚĆ GRUPOWANIA

Województwa	Liczba skupień							
	dwa		trzy		cztery		pięć	
	numer skupienia	wartość sylwetki	numer skupienia	wartość sylwetki	numer skupienia	wartość sylwetki	numer skupienia	wartość sylwetki
Dolnośląskie	1	0,501	1	0,318	1	0,318	1	0,447
Kujawsko-pomorskie	2	0,368	2	0,081	2	0,387	2	0,310
Lubelskie	2	-0,077	1	0,337	1	0,093	1	0,246
Lubuskie	2	0,483	2	0,295	2	0,501	2	0,465
Łódzkie	1	0,242	1	0,518	1	0,370	1	0,508
Małopolskie	2	0,464	2	0,279	2	0,499	2	0,457
Mazowieckie	2	0,370	2	0,232	2	0,372	2	0,367
Opolskie	1	0,437	3	0,431	3	0,431	3	0,423
Podkarpackie	1	0,534	3	0,338	3	0,338	3	0,277
Podlaskie	1	0,494	3	0,403	3	0,403	3	0,346
Pomorskie	2	0,412	2	0,369	4	0,000	4	0,000
Śląskie	1	0,262	1	0,567	1	0,439	1	0,551
Świętokrzyskie	1	0,137	1	0,247	1	0,149	5	0,000
Warmińsko-mazurskie	1	0,323	1	0,269	1	0,269	1	0,412
Wielkopolskie	1	0,081	1	0,412	1	0,224	1	0,282
Zachodniopomorskie	1	0,442	1	0,366	1	0,366	1	0,501
Średnia szerokość sylwetki	x	0,342	x	0,341	x	0,322	x	0,350

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku grupowania na dwa skupienia wartość sylwetki dla woj. lubelskiego jest mniejsza od 0. Świadczy to o błędnym przydzieleniu tego województwa do skupienia 2. Województwa pomorskie i świętokrzyskie stanowiły skupienia jednoelementowe w podziale odpowiednio na cztery skupienia i pięć skupień. Wartość sylwetki dla tych województw była równa 0, co nie pozwala na jednoznaczne określenie ich przynależności do skupień. Z tego względu podzielono województwa na trzy skupienia, które przedstawia mapa.

**WYNIKI GRUPOWANIA WOJEWÓDZTW METODĄ *k*-MEDOIDÓW ZE WZGLĘDU
NA ŚREDNI POZIOM DOCHODÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH**



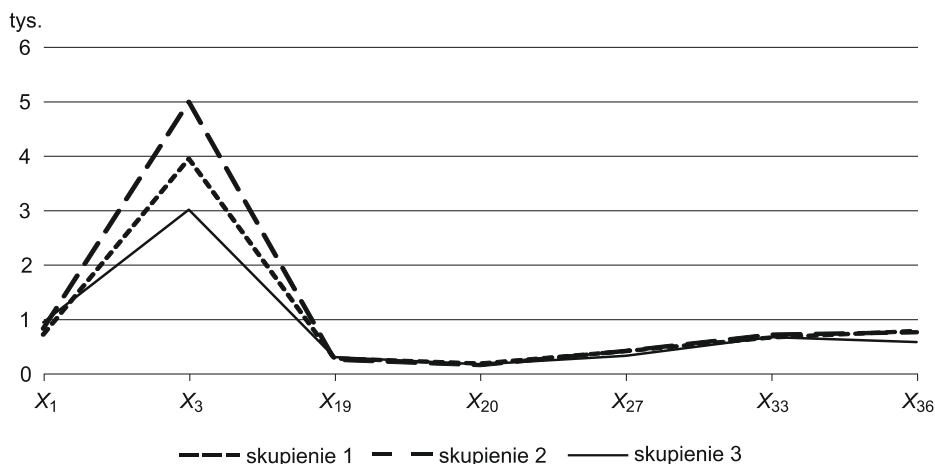
Źródło: jak przy tabl. 1.

Przy grupowaniu na trzy skupienia wartości sylwetek dla wszystkich województw były dodatnie, a średnia szerokość sylwetki wynosiła 0,341.

Na wykresie przedstawiającym średnie wartości cech dla wyznaczonych skupień można zauważyć wpływ poszczególnych cech na przydzielenie województw do skupień.

Cechą, która najbardziej różnicowała otrzymaną klasyfikację województw, były dochody z pracy najemnej stałej za granicą. Rozpiętość wartości tej cechy pomiędzy średnimi dla skupień wynosiła ponad 1900 zł na osobę w gospodarstwie domowym.

ŚREDNIE WARTOŚCI DLA TRZECH SKUPIEŃ



Źródło: opracowanie własne.

Rezultat grupowania województw na trzy skupienia może świadczyć o efektywnym grupowaniu. Pod względem poziomu dochodów uzyskiwanych przez gospodarstwa domowe najliczniejsze okazało się skupienie pierwsze zawierające w większości województwa południowo-zachodniej i zachodniej Polski. W wyniku przeprowadzonej procedury do skupienia 1 zaliczone zostały województwa: dolnośląskie, lubelskie, łódzkie, śląskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie oraz zachodniopomorskie. Są to w większości regiony o dochodach kształtujących się na poziomie niższym niż średni. W skład skupienia 2 wchodzi województwa: kujawsko-pomorskie, lubuskie, małopolskie, mazowieckie oraz pomorskie. Dochody z pracy najemnej stałej za granicą były w nich wyższe od średniej dla województw. W województwach opolskim, podkarpackim i podlaskim, wchodzących w skład skupienia 3, pozostałości gotówki z poprzedniego miesiąca były wyższe, natomiast dochody z pracy najemnej stałej za granicą oraz zasiłki stałe, okresowe i pozostała pomoc pieniężna – niższe w porównaniu z wartością średnią wyznaczoną dla województw. Może to wynikać z uzyskiwania przez gospodarstwa domowe świadczeń wychowawczych.

PODSUMOWANIE

Zróżnicowanie dochodów ludności jest jednym z czynników wpływających na rozwarstwienie i dywersyfikację warunków bytowych społeczeństwa. Poziom dochodów wskazuje na nierówności, które są nieuniknione i wręcz do pewnego stopnia niezbędne, stanowią bowiem element mechanizmów motywacyjnych w zachowaniach konsumentów.

Wykorzystując algorytm PAM, dokonano grupowania województw w Polsce ze względu na poziom analizowanych cech i wyodrębniono skupienia, do których należą województwa o podobnych dochodach uzyskiwanych przez gospodarstwa domowe. Na podstawie przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że między wyodrębnionymi grupami województw występują różnice w zakresie poziomu dochodów gospodarstw domowych. Na przynależność do określonego skupienia w największym stopniu wpływały dochody z pracy najemnej stałej za granicą. Średnia wartość dla tej cechy w skupieniu 2 wynosiła 5000,70 zł, dla skupienia 1 – 3955,02 zł, a dla skupienia 3 – 3021,20 zł na osobę w gospodarstwie domowym.

W Polsce występuje znaczące zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych. W celu ich zminimalizowania należałoby koncentrować się na czynnikach je ograniczających. W zależności od sytuacji gospodarczej regionu i potencjału społeczno-ekonomicznego jego mieszkańców powinny być stosowane odpowiednie narzędzia, np. w zakresie polityki fiskalnej lub społecznej.

BIBLIOGRAFIA

- Aksman, E. (2010). *Redystrybucja dochodów i jej wpływ na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1995–2007*. Warszawa: Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Gatnar, E., Walesiak, M. (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Grzywińska-Rąpca, M. (2018). *Obiektywne i subiektywne wymiary konsumpcji gospodarstw domowych*. Olsztyn: Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego.
- GUS. (2017). *Budżety gospodarstw domowych w 2016 r.* Pobrane z: https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5486/9/11/1/budzety_gospodarstw_domowych_w_2016.pdf.
- Kasprzyk, B., Leszczyńska, M. (2012). Dochody i wydatki jako determinanty dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych w Polsce – ujęcie regionalne. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 28, 263–273.
- Kaufman, L., Rousseeuw, P. J. (1990). *Finding group in data: An Introduction to cluster Analysis*. New York: Wiley.
- Leszczyńska, M. (2006). Podział dochodów i jego nierówności – implikacje teorii ekonomicznych dla polityki społecznej. *Problemy Polityki Społecznej*, (9), 81–95.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- Ostasiewicz, W. (red.). (2004). *Ocena i analiza jakości życia*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.

- Panek, T. (2009). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Panek, T. (2015). Jakość życia gospodarstw domowych w Polsce w układzie wojewódzkim. *Zeszyty Naukowe Instytutu Statystyki i Demografii SGH*, (46), 1–111.
- Radziukiewicz, M. (red.). (2010). *Wpływ nierówności i redystrybucji dochodów na konsumpcję gospodarstw domowych*. Warszawa: Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur.
- Rousseeuw, P. J. (1987). Silhouettes: A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 20, 53–65.
- Słaby, T. (2004). Nowe ujęcie badań społecznych. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (4), 57–66.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. 3: *Analizy wielowymiarowe*. Kraków: StatSoft Polska.
- Stawasz, D. (red.). (2004). *Ekonomiczno-organizacyjne uwarunkowania rozwoju regionu: teoria i praktyka*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Struyf, A., Hubert, M., Rousseeuw, P. J. (1997). Clustering in Object-Oriented Environment. *Journal of Statistical Software*, 1(4), 1–30. DOI: 10.18637/jss.v001.i04.
- Wierchoń, S. T., Kłopotek, M. A. (2017). *Algorytmy analizy skupień*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Zalega, T. (2007). Gospodarstwo domowe jako podmiot konsumpcji. *Studia i Materiały – Wydział Zarządzania UW*, (1), 7–24.

Tajemnica statystyczna jako element ochrony konstytucyjnego prawa do prywatności

Piotr Zapadka^a 

Streszczenie. Tajemnica statystyczna, jako jedna z tajemnic prawnie chronionych, jest częścią ustrojowej architektury prawnej mającej na celu koherentne zabezpieczenie prawa do prywatności jednostek przy jednoczesnym uwzględnieniu potrzeb publicznych w zakresie gromadzenia danych dla statystyki publicznej. Ta sfera normatywna wymaga zatem wypracowania rozsądnego kompromisu między uzasadnionym interesem publicznym a interesem prywatnym. W artykule analizowane są wybrane aspekty tajemnicy statystycznej jako instrumentu realizacji konstytucyjnego prawa do ochrony prywatności osób fizycznych uczestniczących w badaniach statystycznych. Celem pracy jest ukazanie, w jakim stopniu proces gromadzenia danych statystycznych określony w ustawie o statystyce publicznej stanowi uprawnioną i prawnie dozwoloną ingerencję w sferę konstytucyjnych wolności i praw osób fizycznych. Analiza regulacji prawa międzynarodowego i prawa polskiego prowadzi do wniosku, że tajemnica statystyczna pełni funkcje ochronne wobec prawa do prywatności osób fizycznych zagwarantowanego w art. 47 Konstytucji RP.

Słowa kluczowe: prawo do prywatności, tajemnica statystyczna, interes publiczny, interes prywatny, statystyka publiczna

Statistical confidentiality as an element of the protection of the constitutional right to privacy

Abstract. The confidentiality of statistical data, one of the areas of classified data, is a part of the institutional legal framework designed as a coherent safeguard of natural persons' right to privacy, at the same time recognising the fact that collecting statistical data for public statistics satisfies an important public need. Therefore it is necessary to reach a sensible compromise between justified public interest and private interest. The article analyses selected aspects of statistical confidentiality regarded as a tool for the execution of the constitutional duty to protect the identity of persons participating in statistical surveys. The aim of this paper is to define the extent to which the process of collecting and storing data, provided for by the law on public statistics, constitutes a justified and lawful interference with the constitutional rights and freedoms of natural persons. The analysis of the Polish and foreign regulations pertaining to this matter indicates that statistical confidentiality serves as a protective measure for the right to privacy for natural persons, guaranteed by Art. 47 of the Polish Constitution.

Keywords: right to privacy, statistical confidentiality, public interest, private interest, public statistics

JEL: K100

^a Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Wydział Prawa i Administracji.

Z obserwacji kierunków, w jakich podążają współczesne systemy normatywne, a także z analizy kluczowych rozstrzygnięć wydanych w różnych postępowaniach wynika, że coraz częściej dochodzi do kolizji interesu publicznego i interesu prywatnego. Ich efektywne zrównoważenie nie jest ani proste, ani jednoznaczne. Dobrami chronionymi w takich przypadkach są bowiem fundamentalne i jednakowo ważne obszary, które ze swej istoty wymagają szczególnej pieczy. Bezspornie domagają się jej – podając uzasadnione argumenty na poparcie swoich racji – coraz bardziej świadomi swoich praw uczestnicy obrotu prawnego, których wszelako różni głównie to, że dopominają się ochrony odmiennych interesów. Co więcej, obserwowane przenikanie się w wielu gałęziach prawa sfery *ius publicum* i *ius privatum* następuje w takim samym stopniu i tempie jak (jednoczesne) autonomiczne wzmacnianie i rozbudowywanie tych gałęzi i pewnej filozofii rozumienia prawa, co w konsekwencji prowadzi do konfliktu interesów reprezentowanych przez uczestników obrotu prawnego.

W przypadku tajemnicy statystycznej jest tak samo, gdyż kształt ustrojowy regulacji prawnych zakłada współwystępowanie interesu publicznego, jakie stanowi zapewnienie bardzo szczegółowej i możliwie precyzyjnej statystyki, która ma zasadnicze znaczenie dla funkcjonowania nowoczesnego państwa, jego finansów i gospodarki, oraz konstytucyjnej ochrony prywatności jej obywateli/mieszkańców.

Ochrona prywatności nie ma charakteru nieograniczonego, jak chcieliby to widzieć klasyczni autorzy tacy jak Warren i Brandeis (1890, s. 193), którzy rozumieli prawo do prywatności jako nieograniczone prawo do bycia pozostawionym samym sobie (*the right „to be let alone”*). Niemniej jednak zakres konstytucyjnego rozumienia prawa do prywatności, a tym samym jego zakres normatywny, w polskim systemie prawnym nieustannie się rozszerza. W znacznym stopniu sprzyja temu system reguł prawnomiędzynarodowych, które w sposób konsekwentny i szczególnie wskazują na potrzebę ochrony sfery prywatności¹.

Ponieważ żaden poważny i efektywny proces planistyczny w działalności współczesnego państwa nie może być przeprowadzony w oderwaniu od wiarygodnych danych statystycznych, uzasadnienie ingerencji sfery *ius publicum* w obszar prywatności dla tych właśnie potrzeb mogłoby się wydawać oczywiste. Jednak coraz większa dbałość o ochronę prawa do prywatności, wyrażająca się zarówno w sferze normatywnej, jak i w dość konsekwentnej linii orzeczniczej,

¹ Na przykład: art. 12 Powszechnej deklaracji praw człowieka ONZ uchwalonej w Paryżu, 10 grudnia 1948 r. („Nie wolno ingerować samowolnie w czyjekolwiek życie prywatne, rodzinne, domowe, ani w jego korespondencję, ani też uwłaczać jego honorowi lub dobremu imieniu. Każdy człowiek ma prawo do ochrony prawnej przeciwko takiej ingerencji lub uwłaczaniu”); art. 17 Międzynarodowego paktu praw obywatelskich i politycznych, otwartego do podpisu w Nowym Jorku dnia 16 grudnia 1966 r. („Nikt nie może być narażony na samowolną lub bezprawną ingerencję w jego życie prywatne, rodzinne, dom czy korespondencję, ani też na bezprawne zamachy na jego cześć i dobre imię. Każdy ma prawo do ochrony prawnej przed tego rodzaju ingerencjami i zamachami”); art. 7 Karty praw podstawowych Unii Europejskiej, Dz.Urz. UE C 303/01 z dnia 14 grudnia 2007 r. („Każdy ma prawo do poszanowania życia prywatnego i rodzinnego, domu i komunikowania się”).

powoduje, że interes publiczny w zakresie pozyskiwania danych statystycznych nie ma charakteru absolutnego, a jego ocena siłą rzeczy musi uwzględniać istniejące i konkretne uwarunkowania współczesnego systemu prawnego.

W artykule analizowane są wybrane aspekty tajemnicy statystycznej jako instrumentu realizacji konstytucyjnego prawa do ochrony prywatności osób fizycznych uczestniczących w badaniach statystycznych. Celem pracy jest ukazanie, w jakim stopniu proces gromadzenia danych statystycznych przewidziany w ustawie o statystyce publicznej stanowi uprawnioną i prawnie dozwoloną ingerencję w sferę konstytucyjnych wolności i praw osób fizycznych.

KONSTRUKCJA PRAWNA TAJEMNICY STATYSTYCZNEJ

W polskim systemie prawnym tajemnica statystyczna została zdefiniowana w art. 10 Ustawy z dnia 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej². Definicja ta ma charakter centralny i systemowy, czego potwierdzeniem mogą być regulacje zawarte w innych aktach normatywnych, które odwołują się *explicite* do tego przepisu³. Nie została zatem sformułowana przez ustawodawcę wyłącznie w celu dokonywania wykładni norm wynikających tylko z ustawy o statystyce publicznej, a zgoła przeciwnie, ma szersze zastosowanie. Wedle przywołanego art. 10 ustawy o statystyce publicznej „dane jednostkowe identyfikowalne zebrane w badaniach statystycznych podlegają bezwzględnej ochronie. Dane te mogą być wykorzystywane wyłącznie do opracowań, zestawień i analiz statystycznych oraz do tworzenia przez Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego operatu do badań statystycznych”. Co więcej, „udostępnianie lub wykorzystywanie tych danych dla innych niż podane w ustawie celów jest zabronione”.

W konstrukcji przepisów zawierających ustalone przez ustawodawcę zakazy – jako powinność określonego zachowania adresatów takiej normy – niezbędny jest mechanizm sankcyjny. Bez ścisłego powiązania zakazu określonego zachowania, które wypełnia dyspozycję normy prawnej, z instrumentem o charakterze sankcyjnym nie jest możliwe wyegzekwowanie stosowania przez adresatów normy prawnej takiego zakazu, co czyni go iluzorycznym. W przypadku

² Dz.U. 2019 poz. 649.

³ Przykładowo art. 11 Ustawy z dnia 31 lipca 2019 r. o powszechnym spisie rolnym w 2020 r. (Dz.U. 2019 poz. 1728), w którym ustawodawca wskazuje, że dane zebrane w ramach spisu rolnego są objęte tajemnicą statystyczną w rozumieniu art. 10 ustawy o statystyce publicznej. Co więcej, osoby wykonujące prace spisowe są obowiązane do przestrzegania tajemnicy statystycznej w rozumieniu art. 10 ustawy o statystyce publicznej i mogą być dopuszczone do wykonywania tych prac po przeszkoleniu i pouczeniu o istocie tajemnicy statystycznej oraz po złożeniu pisemnego przyrzeczenia o treści określonej w art. 12 tej ustawy. Analogiczną konstrukcję przewiduje także art. 29 Ustawy z dnia 9 sierpnia 2019 r. o narodowym spisie powszechnym ludności i mieszkańców w 2021 r. (Dz.U. 2019 poz. 1775), który przesądza, że osoby wykonujące także tego rodzaju prace spisowe są obowiązane do przestrzegania tajemnicy statystycznej określonej w art. 10 ustawy o statystyce publicznej.

art. 10 analizowanej ustawy ustawodawca przewidział sankcję z art. 54 tej ustawy, w którym wskazane jest *verba legis*: „kto narusza tajemnicę statystyczną, podlega karze pozbawienia wolności do lat 3”. Ten rodzaj sankcji karnej pokazuje, że zakazy, o których mowa w art. 10 ustawy o statystyce publicznej, nie są iluzoryczne, a ich naruszenie może spowodować rzeczywiste ukaranie sprawców tego rodzaju występku.

Konstrukcja prawna art. 10 ustawy o statystyce publicznej przewiduje trzy rodzaje zachowań oczekiwanych przez ustawodawcę:

- bezwzględnej ochronie prawnej podlegają dane zebrane w badaniach statystycznych, których wyniki mają charakter oficjalnych danych statystycznych, zgodnie z przewidzianymi w art. 3 tej ustawy celami statystyki publicznej;
- zebrane w trakcie badań statystycznych dane mogą być wykorzystywane wyłącznie do tworzenia opracowań, zestawień i analiz statystycznych, na zasadach przewidzianych w ustawie o statystyce publicznej;
- jakiegokolwiek inne, niż przewiduje to ww. ustawa, wykorzystywanie danych zebranych w trakcie badań statystycznych jest bezwzględnie zabronione.

Powyższe oznacza, że uprawnione instytucje administracji publicznej⁴ mogą zbierać dane w ramach badań statystycznych wyłącznie na zasadach przewidzianych przez analizowaną ustawę i w celach przez nią określonych, a jakiegokolwiek bezprawne (czyli inne, niż przewidują to regulacje ustawy o statystyce publicznej) wykorzystanie takich danych jest zagrożone sankcją karną pozbawienia wolności do lat 3.

Zobowiązani do bezwzględnego przestrzegania tajemnicy statystycznej – zgodnie z art. 12 omawianej ustawy – są pracownicy służb statystyki publicznej, rachmistrze spisowi, ankieteryzy statystyczni oraz inne osoby wykonujące czynności w imieniu i na rzecz statystyki publicznej, mający bezpośredni dostęp do danych jednostkowych, jak również osoby mające bezpośredni dostęp do danych jednostkowych w przypadku prowadzenia badań statystycznych przez organ lub podmiot niestanowiący służb statystyki publicznej.

Taka konstrukcja jest spójna (w ujęciu systemowym) z innymi regulacjami przewidującymi ochronę tajemnic prawnie chronionych, gdzie z jednej strony ukazani są beneficjenci tej ochrony (czyli podmioty/osoby, których dane pozyskiwane są w celach określonych przepisami prawa powszechnie obowiązującego, a które podlegają szczególnej pieczy), z drugiej strony zaś ustawodawca określa zakres podmiotów zobowiązanych do przestrzegania określonej tajemnicy, którymi są najczęściej pracownicy/współpracownicy instytucji uprawnionych na podstawie przepisów prawa do pozyskiwania określonych danych (np. pracownicy banków – tajemnica bankowa, pracownicy urzędów skarbowych – tajemnica skarbową, pracownicy organów nadzoru – tajemnica służbowa), którzy z racji zadań zawodowych wchodzi w posiadanie ww. danych.

⁴ Centralnym organem administracji rządowej właściwym w sprawach statystyki jest Prezes Głównego Urzędu Statystycznego, wykonujący swoje zadania przy pomocy służb statystyki publicznej (art. 23 ustawy o statystyce publicznej).

Omawiana konstrukcja tajemnicy statystycznej świadczy o tym, że mamy do czynienia z zaplanowanym łagodzeniem skutków ingerencji w sferę prywatności obywateli/mieszkańców, których obejmują badania statystyczne (zwłaszcza te obligatoryjne). Według ustawodawcy cele statystyki publicznej wymagają prowadzenia przez administrację publiczną badań statystycznych, czego skutkiem jest także gromadzenie danych zebranych w trakcie tych badań, ale konstruuując reguły przestrzegania tajemnicy statystycznej, ustawodawca zabrania, pod groźbą sankcji prawnych, nieuprawnionego dostępu do tych danych, chroniąc tym samym prywatność uczestników badań.

Można w tym dostrzec próbę zachowania równowagi pomiędzy sferą interesu publicznego i interesu prywatnego, rozumianego jako ochrona prawa do prywatności. Dobrem chronionym w rozumieniu interesu publicznego jest zapewnienie nowoczesnej statystyki, będącej szczególnie ważnym instrumentem wspierającym planowanie rozwoju państwa, jego gospodarki i finansów oraz planowanie mechanizmów społecznych, demograficznych czy też edukacyjnych. Celem statystyki publicznej, jasno określonym przez ustawodawcę, jest rzetelne, obiektywne i systematyczne informowanie społeczeństwa, organów państwa i administracji publicznej oraz podmiotów gospodarki narodowej o sytuacji ekonomicznej, demograficznej, społecznej oraz środowiska naturalnego (art. 3 ustawy o statystyce publicznej). Co więcej, badania statystyczne w ramach statystyki publicznej mogą dotyczyć każdej dziedziny życia społecznego i gospodarczego oraz występujących w nim zjawisk, dających się obserwować i analizować z wykorzystaniem metod statystycznych (art. 4 tej ustawy).

Nie budzi zatem wątpliwości, że ustawodawca w sposób jednoznaczny (*clara non sunt interpretanda*) ukazuje rolę statystyki publicznej, węzłową dla procesów planistycznych, rozwojowych i analitycznych całego państwa, które jest dobrem wspólnym wszystkich obywateli (art. 1 Konstytucji RP⁵). Z tego powodu zrozumienie, czym jest interes publiczny w prezentowanym kontekście, nie powinno nastęrczać problemów aksjologicznych.

W podobny sposób wyważenie interesu publicznego i interesu prywatnego ujmuje Rozporządzenie 223/2009 w sprawie statystyki europejskiej, które ma bezpośrednie zastosowanie we wszystkich państwach członkowskich Unii Europejskiej (UE)⁶. Rozporządzenie to ustanawia ramy prawne w zakresie opracowywania, tworzenia i rozpowszechniania statystyki europejskiej, niezbędnej do wykonywania działań Wspólnoty. Zgodnie z art. 2 tego rozporządzenia jedną

⁵ Konstytucja Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 2 kwietnia 1997 r. (Dz.U. 1997 nr 78, poz. 483).

⁶ Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (WE) nr 223/2009 z dnia 11 marca 2009 r. w sprawie statystyki europejskiej oraz uchylające rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (WE, Euratom) nr 1101/2008 w sprawie przekazywania do Urzędu Statystycznego Wspólnot Europejskich danych statystycznych objętych zasadą poufności, rozporządzenie Rady (WE) nr 322/97 w sprawie statystyk Wspólnoty oraz decyzję Rady 89/382/EWG, Euratom w sprawie ustanowienia Komitetu ds. Programów Statystycznych Wspólnot Europejskich (Dz.Urz. UE L 87/164 z dnia 31 marca 2009 r.).

z zasad statystycznych jest „poufność informacji statystycznych”, oznaczająca ochronę poufnych danych odnoszących się do każdej jednostki statystycznej, które zostały pozyskane bezpośrednio do celów statystycznych lub pośrednio ze źródeł administracyjnych lub innych, i rozumiana jako zakaz wykorzystywania uzyskanych danych do celów innych niż statystyczne oraz ich bezprawnego ujawnienia. Na gruncie *acquis communautaire* (tj. dorobku prawnego Wspólnoty Europejskiej) również dostrzega się konieczność pozyskiwania danych do celów prowadzenia badań statystycznych, która jest niejako równoważona bezwzględnym zakazem nieuprawnionego korzystania z pozyskanych danych. Omawiane rozporządzenie w art. 20 i n. przewiduje bowiem, że krajowe urzędy statystyczne i inne organy krajowe oraz Komisja (Eurostat) mogą wykorzystywać poufne dane uzyskane wyłącznie w celu tworzenia statystyki europejskiej tylko do celów statystycznych, chyba że jednostka statystyczna wyrazi jednoznaczną zgodę na wykorzystanie tych danych do innych celów. Nie zmienia to faktu, że w zakresie ich odpowiednich kompetencji krajowe urzędy statystyczne i inne organy krajowe oraz Eurostat podejmują wszelkie niezbędne środki regulacyjne, administracyjne, techniczne i organizacyjne działania w celu zapewnienia ochrony fizycznej i logicznej poufnych danych (kontrola ujawniania danych statystycznych). Co więcej, urzędnicy i pozostały personel krajowych urzędów statystycznych i innych organów krajowych mający dostęp do poufnych danych obowiązani są przestrzegać wymogu poufności nawet po zakończeniu pełnienia swoich funkcji.

Prawodawca unijny, kierując się zasadą skuteczności egzekwowania określonych zakazów w zakresie zachowań powinnych, w art. 26 tego rozporządzenia przewidział, że państwa członkowskie i Komisja podejmują właściwe działania w celu zapobiegania naruszeniom i nakładania sankcji wobec wszelkich naruszeń poufności informacji statystycznych. Przewidziane sankcje muszą być skuteczne, proporcjonalne i odstraszające.

Należy uznać, że art. 10 i sankcja karna określona w art. 54 ustawy o statystyce publicznej wyczerpują normę prawa unijnego przewidzianą na gruncie przywołanego art. 26 omawianego rozporządzenia, które choć obowiązuje bezpośrednio w państwach członkowskich UE, zawiera w cytowanej regulacji pewne wskazówki normatywne dla prawodawstw krajowych państw członkowskich.

Innym przykładem regulacji, która *explicite* zakłada swoisty balans pomiędzy sferą *ius publicum* i *ius privatum*, jest zawarta przez państwa zrzeszone w Radzie Europy Konwencja o ochronie praw człowieka i podstawowych wolności z dnia 4 listopada 1950 r.⁷ W świetle powyższych rozważań szczególnego znaczenia nabiera art. 8 konwencji, który w ust. 1 zawiera „wolnościowe” i ochronne dla sfery prywatności postanowienie, że „każdy ma prawo do poszanowania

⁷ Konwencja o ochronie praw człowieka i podstawowych wolności sporządzona w Rzymie dnia 4 listopada 1950 r., zmieniona następnie Protokołami nr 3, 5 i 8 oraz uzupełniona Protokołem nr 2 (Dz.U. 1993 nr 61, poz. 284).

swojego życia prywatnego i rodzinnego, swojego mieszkania i swojej korespondencji”. Jednak ust. 2 tej regulacji zawiera postanowienie, że „niedopuszczalna jest ingerencja władzy publicznej w korzystanie z tego prawa z wyjątkiem przypadków przewidzianych przez ustawę i koniecznych w demokratycznym społeczeństwie z uwagi na bezpieczeństwo państwowe, bezpieczeństwo publiczne lub dobrobyt gospodarczy kraju, ochronę porządku i zapobieganie przestępstwom, ochronę zdrowia i moralności lub ochronę praw i wolności osób”. Oznacza to zatem, że strony tej umowy międzynarodowej, która po przewidzianych przez ich wewnętrzne regulacje procesach ratyfikacyjnych staje się częścią ich systemów prawnych, zauważają i godzą się na to, że prawo do prywatności (jako zasada nadrzędna) może w szczególnych przypadkach doznawać ograniczeń uzasadnionych wyjątkowymi względami publicznymi. Ograniczenia te mogą bowiem wynikać z potrzeb „koniecznych w demokratycznym społeczeństwie”, tj. uzasadnionych względami choćby bezpieczeństwa państwa, dobrobytu gospodarczego kraju albo potrzebami w zakresie ochrony zdrowia, z zastrzeżeniem, że każdorazowo wymaga to interwencji prawodawcy i regulacyjnego przesądzenia o dopuszczalności władczego oddziaływania władzy publicznej. Tym samym w ust. 2 art. 8 konwencji wskazywane są kluczowe dla działania każdego państwa obszary, gdy dla potrzeb określonych jako dobro ogółu społecznego (interes publiczny) możliwa jest oparta na adekwatnych podstawach normatywnych ingerencja w sferę wolnościową obywateli/mieszkańców.

KONSTYTUCYJNE UJĘCIE PRAWA DO PRYWATNOŚCI

Instytucja tajemnicy statystycznej w pełni oddaje sens dopuszczalnej i motywowanej troską o interes publiczny ingerencji prawodawstwa w sferę prawa do prywatności. Jak już wskazano, wymogiem współczesnego i nowoczesnego rozwoju gospodarczego państw i społeczeństw jest rzetelna statystyka publiczna, która w pewnym sensie realizuje cele służebne wobec państwa i społeczeństwa. Jest to zatem wartość na tyle ważna dla poprawnego funkcjonowania współczesnych państw, że konieczność przeprowadzania profesjonalnych badań statystycznych i związany z tym proces pozyskiwania (na masową skalę) danych od obywateli/mieszkańców wydaje się w pełni uzasadniać ingerencję w sferę prawa do prywatności.

Nie zmienia to faktu, że przywołane względy „wyższe”, które ilustrują rozumienie w analizowanym kontekście interesu publicznego (takie jak bezpieczeństwo państwa czy dobrobyt gospodarczy kraju), siłą rzeczy mają charakter nieostry, a to powoduje, że każdorazowo muszą podlegać interpretacji i rozważeniu co do możliwości dokonywania ingerencji władzy publicznej w sferę chronionej prywatności. W tym właśnie przejawia się sygnalizowana powyżej trudność i zarazem konieczność adekwatnego wyważenia przez prawodawców oraz organy stosujące prawo uzasadnionego interesu publicznego i interesu prywatnego. Normy kreujące bardzo szeroki zakres interesu publicznego mają nieostry

kształt, w związku z czym muszą zostać dostosowane do istniejących i konkretnych uwarunkowań współczesnego systemu prawnego.

Podobnie kształtuje się mechanizm dozwolonego prawnie ograniczania prawa do prywatności przewidziany na gruncie Konstytucji RP, w której także uzasadnieniem dla limitowania „wolnościowych” praw konstytucyjnych są „względy wyższe”, stanowiące ilustrację dla pojęcia interesu publicznego. Kluczowy dla omawianego zagadnienia art. 31 ust. 3 przesądza *explicite*, że „ograniczenia w zakresie korzystania z konstytucyjnych wolności i praw mogą być ustanawiane tylko w ustawie i tylko wtedy, gdy są konieczne w demokratycznym państwie dla jego bezpieczeństwa lub porządku publicznego, bądź dla ochrony środowiska, zdrowia i moralności publicznej, albo wolności i praw innych osób”.

W tym przypadku konstytucja również wymaga odpowiedniego instrumentu normatywnego (ustawy) dla ewentualnej ingerencji w sferę wolności i praw konstytucyjnych, a nadto jednoznacznie przesądza, że taka ingerencja może wystąpić wyłącznie wtedy, gdy jest „konieczna w demokratycznym państwie” i tylko z uwagi na wskazane w treści tej regulacji główne obszary funkcjonowania państw i społeczeństw. Bezspornie również i ta regulacja ma wysoce nieostry charakter, co z jednej strony uelastycznia jej stosowanie w przypadku różnych okoliczności i zdarzeń, jakich nie przewidywano na etapie tworzenia konstytucji (czyniąc jej postanowienia ponadczasowymi), z drugiej strony zaś wymaga umiaru i szerokiego ujęcia systemowego w procesie dokonywania wykładni prawa, w wyniku której tak abstrakcyjne i nieostre normy mają szansę na bardziej funkcjonalne doprecyzowanie.

Także Trybunał Konstytucyjny (TK) w swoich orzeczeniach wyraźnie zaznacza, że prawo do prywatności, podobnie jak inne prawa i wolności jednostki, nie ma charakteru absolutnego, co powoduje, że może podlegać ograniczeniom. Konieczne jest jednak, by ograniczenia te formułowane były w sposób czyniący zadość wymaganiom konstytucyjnym⁸. Mogą być ustanawiane tylko w ustawie i tylko wtedy, gdy są konieczne w demokratycznym państwie prawnym dla jego bezpieczeństwa lub porządku publicznego bądź dla ochrony środowiska, zdrowia, moralności publicznej albo wolności i praw innych osób. Ograniczenia te nie mogą naruszać istoty wolności i praw⁹.

Analiza koherencji pomiędzy względami interesu publicznego przewidzianymi na gruncie ustawy o statystyce publicznej i zakresem omawianej tajemnicy statystycznej a ochroną sfery *ius privatum* wymaga wskazania, że władztwo publiczne może (ma prawo) w zakresie ściśle określonym tą ustawą – co pozostaje zgodne z przywoływanym powyżej art. 31 ust. 3 Konstytucji RP – ingerować w prawo do prywatności, które ustawa zasadnicza przewiduje na gruncie art. 47. Regulacja ta stanowi bowiem, że „każdy ma prawo do ochrony prawnej życia

⁸ Wyrok TK z 19 czerwca 1992 r., U 6/92 OTK 1992, nr 1, poz. 13.

⁹ Wyrok TK z 23 lutego 2010 r., K 1/08, OTK-A 2010, nr 2, poz. 14, Dz.U. 2010 nr 190, poz. 34; wyrok TK z 29 czerwca 2001 r., K 23/00, OTK ZU 2001, nr 5, poz. 124.

prywatnego, rodzinnego, czci i dobrego imienia oraz do decydowania o swoim życiu osobistym”.

W literaturze prawniczej wskazuje się, że ochrona prywatności ma charakter samoistny, zatem dla jej skuteczności nie musi istnieć konieczny związek z innymi prawami jednostki (Safjan, 1997, s. 127). To zaś oznacza, że źródłem tak pojmowanej prywatności jest sama konstytucja, która obok proklamowania prawa jednostki do ochrony prywatności formułuje prawo do decydowania o swoich prawach osobistych. Skoro jednostce przysługuje takie prawo, to przysługuje jej również władztwo nad dotyczącymi jej informacjami, niedające się sprowadzić tylko do wyrażenia zgody na rozpowszechnianie tych informacji, ale obejmujące również szczególną ochronę informacji, które zazwyczaj nie są chronione przed dostępem innych ludzi (Braciak, 2002, s. 358).

Życie prywatne obejmuje wszystkie zdarzenia, które nie są bezpośrednio związane z wykonywaniem zadań należących do kompetencji organów władzy publicznej lub z dokonywaniem innych czynności czy prowadzeniem działalności o znaczeniu lub zasięgu publicznym. Wśród rodzajów działalności publicznej wymienia się m.in. działalność pisarską, dziennikarską, aktorską, charytatywną, leczniczą, nauczycielską i duszpasterską (Winczorek, 2000, s. 114). Innymi słowy, termin *życie prywatne* jest przeciwieństwem pojęcia życia publicznego, w szczególności politycznego. Życie publiczne obejmuje swoim zakresem interakcje jednostki ze współmieszkańcami kraju w relacjach anonimowych, niepołączonych więzami o charakterze osobistym. W ramach tych relacji można wyróżnić stosunki społeczne i zawodowe (Sarnecki, 2003, s. 2–4).

Wobec powyższego ochrona polega na ustanawianiu gwarancji prawnych, które zapobiegają ingerowaniu czynników zewnętrznych w sferę życia prywatnego (Zawadzka, 2013). Przy czym ochrona prywatności nie ma charakteru absolutnego również w stosunku do innych (niż publiczne) osób, m.in. ze względu na potrzeby życia w zbiorowości. Nie jest możliwe wypracowanie w tej kwestii jednoznacznych i wyczerpujących kryteriów, które mogłyby odnosić się do wszystkich sytuacji. Ocena w tych sprawach z natury rzeczy sprowadza się do istniejących, konkretnych okoliczności i uwarunkowań (Fleszer, 2015, s. 9).

Konstytucja tworzy zatem ochronę dla prywatności, rozumianej czasem także jako tajemnica życia osobistego (Mednis, 2006, s. 115), co w interesujący sposób można zestawić z tajemnicą statystyczną i zakresem objętej przez nią ochrony.

PODSUMOWANIE

Zważywszy, że artykuł dotyczy wybranych aspektów tajemnicy statystycznej jako instrumentu realizacji konstytucyjnego prawa do ochrony prywatności osób fizycznych uczestniczących w badaniach statystycznych, można uznać, że tajemnica statystyczna w rozumieniu art. 10 ustawy o statystyce publicznej jest w odniesieniu do tej sfery normatywnej swoistą emanacją tajemnicy życia osobi-

stego, na straży której stoi art. 47 Konstytucji RP. Wobec przewidzianej w art. 31 ust. 3 Konstytucji RP możliwości uprawnionej ingerencji władzy publicznej w sferę konstytucyjnych praw i wolności – czego przykładem są niektóre rozwiązania ustawy o statystyce publicznej mające na celu umożliwienie realizacji podstawowych założeń tej ustawy – tajemnica statystyczna zapewnia optymalny poziom ochrony beneficjentów tej regulacji z punktu widzenia ochrony prawa do prywatności przewidzianego w art. 47 Konstytucji RP. W takim sensie tajemnica statystyczna pełni funkcje ochronne wobec prawa do prywatności osób fizycznych, minimalizuje bowiem negatywne skutki ingerencji administracji gospodarczej państwa, realizującej cele i zadania wynikające z ustawy o statystyce publicznej, w sferę wolnościową obywateli/mieszkańców, określaną w literaturze przedmiotu jako tajemnica życia osobistego. Jednocześnie w tym właśnie przejawia się trudność odpowiedniego wyważenia na etapie stanowienia i stosowania prawa uzasadnionego interesu publicznego i prywatnego. Normy regulujące szeroki zakres interesu publicznego są ze swej natury nieostre, a zatem muszą zostać dostosowane do uwarunkowań współczesnego systemu prawnego.

BIBLIOGRAFIA

- Braciak, J. (2002). Prawo do prywatności. W: B. Banaszak, A. Preisner (red.), *Prawa i wolności obywatelskie w Konstytucji RP*. Warszawa: C.H.Beck.
- Fleszer, D. (2015). Godność i prywatność osoby w świetle Konstytucji Rzeczypospolitej Polskiej. *Roczniki Administracji i Prawa*, 15(1), 19–30.
- Mednis, A. (2006). *Prawo do prywatności a interes publiczny*. Kraków: Kantor Wydawniczy Zakamycze. Wolters Kluwer Polska.
- Safjan, M. (1997). Prawo do ochrony życia prywatnego. W: L. Wiśniewski (red.), *Podstawowe prawa jednostki i ich sądowa ochrona*. Warszawa: Wydawnictwo Sejmowe.
- Sarnecki, P. (2003). Komentarz do art. 54 Konstytucji. W: L. Garlicki (red.), *Konstytucja Rzeczypospolitej Polskiej. Komentarz*, t. 3 (s. 2–4). Warszawa: Wydawnictwo Sejmowe.
- Warren, S. D., Brandeis, L. D. (1890). The right to privacy. *Harvard Law Review*, 4(5), 193–220.
- Winczorek, P. (2000). *Komentarz do Konstytucji Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 2 kwietnia 1997 r.* Warszawa: Liber.
- Zawadzka, Z. (2013). *Wolność prasy a ochrona prywatności osób wykonujących działalność publiczną. Problem rozstrzygania konfliktu zasad*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.

Wkład polskiej myśli statystycznej w rozwój światowej statystyki¹

Czesław Domański^a , Włodzimierz Okrasa^b 

Streszczenie. Celem artykułu jest przedstawienie dorobku wybranych przedstawicieli polskiej statystyki, w tym jej prekursorów, którzy wnieśli znaczący wkład w rozwój statystyki jako dyscypliny naukowej o wszechstronnych zastosowaniach w wielu dziedzinach badań. Intencją autorów jest podkreślenie wartości tego dorobku w przekonaniu o jego doniosłym znaczeniu naukowym oraz silnym oddziaływaniu na rozwój zastosowań metod statystycznych w innych dyscyplinach. Artykuł opiera się na trzech тезach, dotyczących: po pierwsze, roli statystyki jako koronnej dyscypliny w procesach interdyscyplinaryzacji nauk empirycznych, po drugie, zróżnicowania warunków, w jakich rozwijała się polska myśl statystyczna (m.in. pod zaborami), i po trzecie, wpływu tej myśli na kształt współczesnej statystyki.

Słowa kluczowe: rola statystyki, rozwój myśli statystycznej, prekursorzy statystyki

The contribution of the Polish statistical thought to the development of international statistics

Abstract. The aim of the paper is to present the achievements of selected Polish statisticians, including the precursors of the Polish statistical thought, who significantly contributed to the development of statistics as a scientific discipline with versatile applications to many fields of research. The authors' intention was to emphasize the value of this input, its significance for science and its considerable impact on the development of the applications of statistical methods to other disciplines. The article is structured around three theses, which concern, respectively: the role of statistics as a key discipline in the processes of the interdisciplinaryisation of empirical sciences, diverse conditions in which the Polish statistical thought has developed (e.g. the partitions of Poland), and its influence on the shape of modern statistics.

Keywords: role of Polish statistics, statistical methods, development of statistical thought, precursors of statistics

JEL: B29, C10, J16

¹ Artykuł został opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji naukowej Metologia Badań Statystycznych MET2019, zorganizowanej przez Główny Urząd Statystyczny w Warszawie w dniach 3–5 lipca 2019 r.

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny.

^b Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Wydział Społeczno-Ekonomiczny.

Celem artykułu jest przedstawienie dorobku wybranych polskich statystyków, którzy wnieśli znaczący wkład w rozwój statystyki jako dyscypliny naukowej o wszechstronnych zastosowaniach w wielu dziedzinach badań. Intencją autorów było uczynienie tego dorobku bardziej widocznym, w przekonaniu o jego doniosłym znaczeniu naukowym i sile oddziaływania na rozwój myśli i metod statystycznych.

Prezentacja opiera się na trzech tezach ukierunkowujących wybory autorów.

Teza I: Statystyka stanowi koronną dyscyplinę w procesach interdyscyplinaryzacji nauk empirycznych.

Współczesna statystyka jest syntezą wielu nurtów refleksji naukowej zgodnej z postulatami rzetelności danych i wiarygodności wyników oraz nacechowanej dążeniem do faktograficznej prawdy, choć o różnym natężeniu w zależności od miejsca i czasu. Oprócz podkreślania głównej roli statystyki w tworzeniu wiedzy i interdyscyplinaryzacji nauk empirycznych (Okrasa, 2012) możliwa jest też opytka odwrotna, tj. uwzględnienie wkładu osiągnięć statystycznych w rozwój wielu dyscyplin naukowych w różnych krajach. Stąd zasadne jest pytanie o wkład polskiej myśli statystycznej, pojmowanej szerzej niż przedstawiono to w podręcznikach do statystyki.

Teza II: Polska myśl statystyczna rozwijała się poprzez praktykę badawczą w zróżnicowanych warunkach (m.in. w okresie zaborów) oraz na gruncie akademickim, co rzutowało na instytucjonalne i teoretyczne aspekty jej rozwoju.

Za pierwsze prace statystyczne w Polsce uznaje się dzieła Jana Długosza (1415–1480), prekursora polskiej wiedzy o państwie (Kowaleski, 2019). Najwcześniejsze próby analizy statystycznej materiałów liczbowych przy użyciu oryginalnych metod zbierania i prezentacji danych datowane są na przełom XVIII i XIX. Analizy te podejmowali m.in.: Fryderyk Józef Moszyński, Tadeusz Czacki, Ignacy Franciszek Stawiarski, Stanisław Staszic, Wawrzyniec Surowiecki, Józef Wybicki, Jan Sebastian Dembowski, Dominik Kryszicki i Jan Śniadecki.

Teza III: Osiągnięcia polskich statystyków wpłynęły na kształt światowej statystyki, zarówno w obszarze statystyki opisowej, jak i statystyki inferencyjnej, oraz rachunku prawdopodobieństwa.

Rozwój statystyki i rachunku prawdopodobieństwa w XX w., a zwłaszcza po odzyskaniu niepodległości, dokonywał się na szeroką skalę we wszystkich głównych ośrodkach uniwersyteckich w Polsce. Niepodważalny wkład o zasięgu międzynarodowym wnieśli wówczas m.in.: Stefan Mazurkiewicz, Marian Smoluchowski, Jerzy Sława-Neyman, Antoni Łomnicki, Jan Wiśniewski, Marek Fisz oraz uczeni wykorzystujący metodę taksonomiczną opracowaną przez Jana Czekanowskiego².

POCZĄTKI POLSKIEJ MYŚLI STATYSTYCZNEJ

Jak podaje Konferowicz (1968, s. 9), „Myśl statystyczną, rozumianą jako całość kształt instytucji i sądów, związanych z zastosowaniem metod statystycznych w systemie zarządzania gospodarką narodową, odnajdujemy w Polsce – praw-

² W artykule, oprócz literatury cytowanej w dalszej części, wykorzystano opracowania: Domański (2007), Kofer (1962), Kryszicki (1986), Krzyśko i in. (2018), Kuratowski (1973).

da, że w węższym zakresie tematycznym, organizacyjnym i pod względem metodologicznym – już przynajmniej w epoce stanisławowskiej”. Współczesne rozumienie myśli statystycznej obejmuje praktykę i teorie statystyczne, zasoby statystycznych zbiorów i archiwów oraz piśmiennictwo statystyków.

Rozwój organizacji i instytucji statystycznych, ośrodków naukowych, oficjalnych systemów ewidencji stałej i jednorazowej (w tym spisów i badań problemowych) oraz sfery normatywnej składa się na imponujący obraz wkładu polskiej myśli statystycznej w statystykę teoretyczną i stosowaną w skali krajowej i międzynarodowej.

Za prekursora polskiej myśli statystycznej można uznać Feliksa Łoykę (1717–1779), który w latach 1773–1779 gromadził dane liczbowe dotyczące m.in. rozwoju przemysłu, handlu, cen i skarbowości. Wiele zagadnień rozważał w kategoriach zjawisk masowych oraz zbiorowości statystycznych. Zakres pojęć i zastosowanych metod statystycznych był skromny, ale poziom metodologiczny nie odbiegał od opisów statystycznych w ramach państwowostwa dominującego w ówczesnej Europie. Nazwisko Łoyki otwiera listę ekspertów nowej kategorii, uznających systematyczne gromadzenie danych liczbowych oraz ich metodyczne opracowywanie i wykorzystywanie za konieczne dla sprawnego zarządzania państwem i sferami publicznymi. Postulaty tego rodzaju pojawiają się w „listach patriotycznych” Józefa Wybickiego z lat 1777 i 1778 oraz w pracach Bazylego Walickiego, autora spisu ludności miast (1777, zob. Malec, 2008), a nawet wcześniej, w szacunkach plonów przeprowadzonych przez Jakuba Hakla (1632–1709). Stanowią one świadectwo istnienia zwykłej w tamtych czasach ewidencji gospodarczej o charakterze zarówno publicznym, jak i prywatnym, podobnie jak rezultaty lustracji królewskich funkcjonujące w XVI w. jako instytucja stała, lustracje dóbr biskupów i duchownych, spisy inwentarza, zapisy w księgach skarbowych i rejestrach poboru podatków, taryfy skarbowe czy ewidencja rachunkowa. Wszystkie one są wyrazem idei statystycznych i sytuują się w nurcie określonym postulatami rzetelności informacji o stanie gospodarności państwa.

W okresie oświecenia Polska stanęła w rzędzie pierwszych – nielicznych jeszcze – krajów świadomie zaspokajających zapotrzebowanie kierownictwa państwa na liczbowe rozeznanie w bazie materialnej i ludnościowej. Pełnym wyrazem tego stanu rzeczy jest statystyczna aktywność Sejmu Wielkiego (1788–1792), do której włączyła się grupa światłych członków obu izb i działaczy politycznych, kształtując polską myśl statystyczną w jej przejawach normatywnych i instytucjonalnych.

Przejawem nowego podejścia do gromadzenia danych liczbowych była dyskusja w trakcie obrad Sejmu Wielkiego zapoczątkowana wystąpieniem Fryderyka Józefa Moszyńskiego 9 marca 1789 r., w którym wykorzystane zostały dane liczbowe ujęte w tablice, wraz z wnioskami z nich wynikającymi. Ukoronowaniem tej dyskusji była uchwała podjęta 22 czerwca 1789 r. o przeprowadzeniu powszechnego spisu ludności. Ten pierwszy w historii Polski spis powszechny oparto na konstytucji sejmowej *Lustracja dymów i podanie ludności*. Ogólne wyniki spisu Moszyński przedstawił w sejmie już 19 kwietnia 1790 r. Porównał

w nich m.in. wymiar dobrowolnego podatku na wojsko z „osiadłością” w poszczególnych województwach i prowincjach. Statystyczna metoda wyliczania wymiaru podatku na wojsko polegała na ustaleniu na podstawie akt ziemskich wartości dóbr, na którą składała się całość majątków w ostatnich 11 latach będących przedmiotem transakcji kupna-sprzedaży. Za pomocą „dywizora” w postaci znanej liczby dymów (domów) przenoszono wartości dóbr ustalonych na podstawie próby na pozostałe majątki w powiecie. Metoda statystyczna zastosowana w tym projekcie jest do dziś unikalna w skali świata.

Moszyński zaprezentował także opracowane przez siebie tablice statystyczne obrazujące stan Rzeczypospolitej, które dowodziły uprzywilejowania podatkowego Wielkopolski i pokrzywdzenia Wielkiego Księstwa Litewskiego, z odwołaniem się do takich miar statystycznych, jak średnia liczba dymów ludności i wysokość płaconych podatków na milę kwadratową powierzchni dla każdego województwa. Warto podkreślić, że do oszacowania liczby ludności przyjęto jako mnożnik 6 osób na dym. Zaludnienie kraju określono na poziomie 7,4 mln mieszkańców.

Z nazwiskiem Moszyńskiego możemy wiązać również wprowadzenie corocznej ewidencji ruchu naturalnego ludności. W protokołach Sejmu Czteroletniego zachował się napisany własnoręcznie przez niego projekt, który odnosił się do tych zagadnień, świadczący o rozległości horyzontów myślowych i badawczych autora. Moszyński brał czynny udział także w pracach Deputacji Koekwacyjnej, która w 1792 r. wobec zaniżonych wpływów z „ofiary dziesiątego grosza” próbowała zidentyfikować powiaty i województwa zaniżające zeznania podatkowe. Moszyński posługiwał się w tym celu metodą statystyczną zaproponowaną już wcześniej, choć tym razem w zmienionym kształcie (bazując na transakcjach z lat 1784–1789).

PIONIERZY TEORII I PRAKTYKI STATYSTYCZNEJ

W następstwie niezwykle ożywionej działalności Sejmu Czteroletniego pojawiło się w Polsce pisarstwo statystyczne. Stanisław Staszic, Jan Sebastian Dembowski, Tadeusz Czacki, Wawrzyniec Surowiecki i Ignacy Franciszek Stawiarski to najwybitniejsi, choć nie jedyni przedstawiciele polskiej myśli statystycznej na przełomie XVIII i XIX stulecia, których wyobraźnię kształtowała epoka statystycznych przedsięwzięć Sejmu Wielkiego. To oni – każdy na miarę swojego wykształcenia i pozycji w społeczeństwie – przenieśli w następne stulecie poszczególne składniki rodzimej myśli statystycznej. W momencie rozpoczęcia przez Sejm debaty statystycznej w 1789 r. stali u progu swej działalności pisarskiej lub ogólnie działalności zawodowej. Stanisław Staszic, autor *Uwag nad życiem Jana Zamoyskiego*, opracowujący właśnie *Przestrogi dla Polski...* liczył sobie dopiero 33 lata, Jan Sebastian Dembowski – 26, Tadeusz Czacki – 23, Wawrzyniec Surowiecki – 19, a Ignacy Franciszek Stawiarski rozpoczął studia prawnicze wkrótce po zakończeniu obrad Sejmu.

Ignacy Franciszek Stawiarski (1776–1835) był członkiem Towarzystwa Przyjaciół Nauk. W *Myślach o wydać się mającym dziele pt. Statystyka krajów polskich i Litwy* (1812) sformułował – jako pierwszy w polskim piśmiennictwie naukowym – definicję statystyki, rozszerzając zakres tej dyscypliny o nauki społeczno-ekonomiczne. Szczegółowo omawiał zagadnienia dotyczące życia społecznego, porządku administracyjnego, działalności politycznej i obronnej, utrzymania państwa itp., które jego zdaniem powinny stanowić przedmiot zainteresowania statystyki publicznej.

Jan Sebastian Dembowski (1762–1835) był zwolennikiem Konstytucji 3 Maja, zwalczał konfederację targowicką i brał udział w powstaniu kościuszkowskim. Należał do Warszawskiego Towarzystwa Gospodarczo-Rolniczego oraz Towarzystwa Naukowego Krakowskiego. Uczestniczył w debatach Sejmu Wielkiego nad zagadnieniami statystycznymi, uwzględniającymi znaczenie liczby i struktury ludności w kontekście użytkowania gruntów, produkcji i handlu. W pracy *Uwagi nad pismem O statystyce Polski* (1809) podał ogólną liczbę ludności 14 mln (zob. Fleszar, 1962) i jej podział według stanów i zawodów. Przedstawił również powierzchnię pól rolnych i łąk oraz analizował możliwości zatrudnienia ludności wiejskiej do pracy w mieście. W 1830 r. nawoływał do szybkiego uzbrojenia kraju przed nadchodzącą walką z Rosją.

Wawrzyniec Surowiecki (1769–1827) w 1811 r. został powołany na utworzoną wtedy pierwszą na ziemiach polskich Katedrę Statystyki w Szkole Prawa i Administracji w Warszawie. Z prac poświęconych statystyce na uwagę zasługują prowadzone przez niego wykłady *Statystyka Księstwa Warszawskiego...* Swój pogląd na temat zakresu statystyki i jej zadań sformułował następująco:

Ponieważ głównym jej przedmiotem jest wysledzić źródło zamożności, ukazywać stan ich użytku, wymiarkować stosunki płodów naturalnych, rozważać ich względ do potrzeb środków, przemysłu i liczby mieszkańców, przeto za jej tylko pomocą można dochodzić pewnej miary sił fizycznych i moralnych narodów, przy jej świetle łatwiej jest dostrzec te wady, które dla dobra powszechnego uprzątnąć należy. Na pewnych danych statystyki gruntuje się cała teoria rządowa, z niej prawodawca czerpie potrzebne wiadomości, przez nie urzędnik obeznaje się z tym polem, które obrabiać poruczono, ona w każdym mieszkańcu wznieca zaufanie, budzi przemysł i utwierdza patriotyzm (Surowiecki, 1812).

Według Surowieckiego jawność danych statystycznych ułatwia poszukiwanie zbytu i źródeł zysku, a poprzez to przyczynia się do rozwoju gospodarczego. Autor przypisywał statystyce bardzo szeroki zakres oddziaływania, widząc w niej fundamentalny przedmiot programu, na którym powinna się opierać wszelka teoria prawnicza i działalność normodawcza.

Stanisław Staszic (1755–1826) był aktywny na wielu polach działalności publicznej i naukowej. To czołowy działacz oświeceniowy, pionier spółdzielczości, pisarz i publicysta, filozof i tłumacz, geograf i ksiądz katolicki, od 1809 r. minister

stanu, a od 1810 r. radca stanu Księstwa Warszawskiego, w latach 1818–1824 zastępca ministra oświaty i od 1824 r. minister stanu Królestwa Polskiego. Jego zainteresowania statystyką ujawniły się w pracy *Uwagi nad życiem Jana Zamoyskiego*, w której dokonał krytyki feudalizmu oraz przedstawił program reform społecznych i gospodarczych, posługując się danymi statystycznymi. Zdaniem Staszica dla właściwego prowadzenia działalności politycznej i sprawowania rządów w państwie niezbędne jest dysponowanie informacjami charakteryzującymi zjawiska społeczne i gospodarcze w sposób obiektywny. Akcentował te kwestie w pracy *O statystyce Polski. Krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kraj chcą oswobodzić i którzy w nim chcą rządzić* (1807).

Zdzisław Korzybski (1834–1896) studiował na Uniwersytecie w Petersburgu, gdzie w 1856 r. otrzymał stopień kandydata praw. W 1863 r. opublikował w „Rocznikach Gospodarstwa Krajowego” artykuł *O zasadach ludności*, a w roku akademickim 1866/67 prowadził wykłady ze statystyki, na podstawie których opracował podręcznik *Wstęp do teorii statystyki*, wydany w 1870 r. Definiował statystykę jako naukę przedstawiającą ilościowe stosunki w zakresie zagadnień dotyczących państwa i społeczeństwa. Podkreślał, że zadań statystyki nie należy ograniczać do gromadzenia i grupowania obserwacji, ale że powinny one mieć na względzie również poszukiwanie praw, jakim te obserwacje podlegają. W 1869 r. na skutek odmowy podjęcia wykładów w języku rosyjskim na Cesar skim Uniwersytecie Warszawskim został zawieszony, a w 1871 r. – zwolniony ze służby państwowej.

Witold Załęski (1836–1908) studiował nauki prawne i dyplomatyczne na Uniwersytecie w Dorpacie, gdzie uzyskał stopień magistra nauk dyplomatycznych. Od 1873 r. był profesorem statystyki w Szkole Handlowej w Warszawie. W 1876 r. objął kierownictwo Sekcji Statystycznej przy magistracie miasta Warszawy i pozostał na tym stanowisku ponad 30 lat, aż do śmierci. Z jego inicjatywy w 1882 r. przeprowadzono w Warszawie jednodniowy spis ludności. Ponadto wydał prace dotyczące statystyki miasta Warszawy, m.in. *Rys statystyki porównawczej miasta Warszawy* (1873) oraz *Finanse miasta Warszawy porównawczo z finansami innych wielkich miast* (1901). Podczas pierwszego powszechnego spisu ludności Cesarstwa Rosyjskiego w 1897 r. był sekretarzem Miejskiej Komisji Spisowej w Warszawie i kierował pracami organizacyjnymi i merytorycznymi przy przeprowadzaniu spisu. Zagadnieniom związanym z teorią statystyki poświęcił dwa znaczące opracowania, a mianowicie: *Kilka słów o teorii statystyki* (1868) oraz pierwszą część *Teorii statystyki w zarysie* pt. *Zasady ogólne i część historyczna* (1884).

Mieczysław Marassé (1840–1880) uchodzi za prekursora historycznej szkoły statystycznej. Na szczególną uwagę zasługuje jego praca *O pojęciu i zadaniu statystyki* (1866), która była pierwszą w języku polskim pozycją poświęconą historii i teorii statystyki. W części dotyczącej teorii statystyki Marassé zaliczał do zadań statystyki: przedstawienie życia ludzkiego w aktualnie panujących warun-

kach, przedstawienie zależności stosunków społecznych oraz przedstawienie prawidłowości, które rządzą zjawiskami państwowymi. Statystykę dzielił na ogólną i szczegółową. W zakres statystyki ogólnej powinny wchodzić „wszystkie zjawiska życia ludzkiego”, natomiast statystyka szczegółowa obejmowała wybrane zagadnienia. Marassé zwracał uwagę na wiarygodność zgromadzonego materiału statystycznego i zalecał jego krytyczną selekcję. Podkreślał także rolę i zadania statystyki państwowej. Z powodu nowatorstwa i uznania, jakim cieszył się wśród współczesnych, otrzymał zaszczytne miano ojca polskiej statystyki.

Józef Kleczyński (1841–1900) studiował na Uniwersytecie w Heidelbergu, gdzie w 1867 r. otrzymał stopień doktora praw. W 1875 r. rozpoczął pracę w Krajowym Biurze Statystycznym we Lwowie, a w 1881 r. został powołany na profesora statystyki i prawa administracyjnego Uniwersytetu Jagiellońskiego (UJ) w Krakowie; 17 lat później został rektorem tej uczelni. W początkowym okresie pobytu w Krakowie był współredaktorem „Przeglądu Polskiego” i kierownikiem tamtejszego Miejskiego Biura Statystycznego. Był również członkiem Międzynarodowego Instytutu Statystycznego i korespondentem Centralnej Komisji Statystycznej w Wiedniu. W pracy *Ueber die Berechnung der Bevoelkerung zwischen der Zahlengs-Perioden* (O obliczaniu liczby ludności w latach między spisami) (1879) rozważał możliwość oszacowania liczby ludności między dwoma spisami, z uwzględnieniem długości okresu pomiędzy nimi. Pisał, że np. w przypadku spisu przypadającego co cztery lata wystarczy uwzględnić zmiany spowodowane liczbą urodzeń i zgonów w badanym okresie, natomiast w przypadku spisu przeprowadzanego co 10 lat należy wziąć pod uwagę także przyrost naturalny i procesy migracyjne.

Tadeusz Pilat (1844–1923) uzyskał stopień doktora praw na Uniwersytecie Lwowskim w 1867 r. i już rok później habilitował się na tejże uczelni. W 1870 r. uzyskał rozszerzenie *veniam legendi* (łac. pozwolenia odczytywania – prawa do prowadzenia wykładów w szkole wyższej) na naukę administracji i polityki ekonomicznej, a w następnym roku na statystykę, na podstawie rozprawy *O metodach zbierania dat do statystyki żniw* (1871). Równolegle napisał pracę *O miejskich biurach statystycznych i urządzeniu takiego biura we Lwowie*. W 1873 r. zorganizował we Lwowie Krajowe Biuro Statystyczne, którym kierował od 1874 do 1920 r. Propagował metody szacunku jako bardzo ważne źródło informacji statystycznej w statystyce produkcji roślinnej, m.in. w pracy *Zbiory roku 1876 w Galicyi z dodatkiem podziału powierzchni kraju podług głównych rodzajów uprawy i podglądu na stosunki robocizny* (1876). Do szacunków dotyczących gospodarstw wykorzystał informacje korespondentów rolnych zaangażowanych przez Galicyjskie Towarzystwo Gospodarskie.

O ile poziom wczesnych prac polskich państwowznawców nie odbiegał od analogicznych opracowań w innych krajach europejskich, o tyle opracowania powstałe w czasach oświecenia i okresie stanisławowskim – odwołujące się nie tylko do zbierania materiałów statystycznych, lecz także do ich naukowego prze-

tworzenia – były dowodem rozwoju świadomości naukowej i wysokiej rangi statystyki jako dyscypliny naukowej w naszym kraju. Konkludując, można stwierdzić, że w zakresie gromadzenia danych statystycznych na potrzeby państwa i innych podmiotów (w tym kościołów i osób prywatnych), podobnie jak w zakresie zastosowania nowoczesnych metod statystycznych do badania wybranych zbiorowości, przedrozbiorowa Rzeczpospolita nie ustępowała pola podobnym inicjatywom podejmowanym w innych krajach. W przypadku niektórych przedsięwzięć badawczych – jak chociażby corocznej ewidencji stanu i ruchu naturalnego ludności – Rzeczpospolita Obojga Narodów należała do pionierów wśród państw ówczesnej Europy.

WPŁYW POLSKICH STATYSTYKÓW NA KSZTAŁT ŚWIATOWEJ STATYSTYKI

Prekursorem statystyki matematycznej, dawniej zwanej też arytmetyką polityczną (zgodnie z angielską interpretacją wyłaniającej się w XVII w. dyscypliny), był na gruncie polskim Jan Śniadecki (1756–1830). W 1781 r. objął on jako profesor Katedrę Wyższej Matematyki i Astronomii UJ. Był założycielem i pierwszym dyrektorem obserwatorium astronomicznego w Krakowie (1792–1803), a następnie rektorem Uniwersytetu Wileńskiego (1807–1815). W historii polskiej nauki zapisał się jako wybitny matematyk i prekursor statystyki matematycznej. Autor prac *O nauk matematycznych początku, znaczeniu i wpływie na oświecenie powszechne* (1781), *Rachunku algebraicznego teoria przystosowania do linii krzywych* (1783) i *O rachunku losów* (1817) uważany jest za twórcę polskiej terminologii matematycznej i rachunku prawdopodobieństwa. W dziele z 1817 r. wyjaśniał warunki, w jakich powstają prawidłowości zjawisk masowych. W tym celu zastosował elementy wnioskowania statystycznego i badania metodą reprezentacyjną.

Wymienione zagadnienia były przedmiotem zainteresowania i twórczego rozwoju wybitnych probabilistów aktywnych twórczo na przełomie XIX i XX w.: Władysława Gosiewskiego, Bolesława Danielewicza, Samuela Dicksteina, Mariana Smoluchowskiego oraz Antoniego Łomnickiego.

Władysław Gosiewski (1844–1911) to matematyk, fizyk i filozof. Ukończył Szkołę Główną Warszawską (SGW), a studia te uzupełnił w Paryżu. Był współzałożycielem czasopisma „Prace Matematyczno-Fizyczne” (1888) i jednym z założycieli Towarzystwa Naukowego Warszawskiego (1907) oraz członkiem polskiej Akademii Umiejętności. W pracy naukowo-badawczej szczególną uwagę poświęcił teorii prawdopodobieństwa, publikując: *Oznaczenie odpowiedzi prawdopodobnych* (1890), *Z dziedziny rachunku prawdopodobieństwa* (1900), *Z teorii rachunku prawdopodobieństwa* (1902), *O zasadach prawdopodobieństwa* (1904) oraz *Zasady rachunku prawdopodobieństwa* (1906). Ta ostatnia

praca uchodzi za pierwszy w Polsce gruntowny podręcznik rachunku prawdopodobieństwa.

Adam Bolesław Danielewicz (1846–1935) był matematykiem, aktuariuszem i statystykiem; ukończył SGW na Wydziale Matematyki. Podejmował nowe i trudne zagadnienia statystyki matematycznej, np. w pracach *Z dziedziny statystyki matematycznej* (1884), *O prawie prawdopodobieństwa błędów przypadkowych* (1888), *O prawie prawdopodobieństwa układu błędów jako zdarzeń w ogóle zależnych* (1891), *O prawie prawdopodobieństwa błędów* (1898), *Twierdzenie Poissona o prawie wielkich liczb* (1901) i *O prawie wielkich liczb* (1902). W dziejach statystyki zapisał się także jako autor dwóch tablic wymieralności dla miasta Warszawy.

Samuel Dickstein (1851–1939) studiował w SGW i na Uniwersytecie Warszawskim (UW), który ukończył w 1876 r. Następnie wykładał matematykę w Szkole Handlowej Kronenberga. W latach 1878–1888 utrzymywał i prowadził w Warszawie własną, cieszącą się znakomitą opinią szkołę realną. W 1844 r. założył i wydawał wspólnie z Aleksandrem Czajewiczem „Bibliotekę Matematyczno-Fizyczną”, której celem było dostarczenie studiującym podręczników zawierających kompleksową wykładnię teorii statystyki. W 1888 r. wraz z Edwardem i Władysławem Natansonami oraz Władysławem Gosiewskim stworzył czasopismo „Prace Matematyczno-Fizyczne”, a w 1897 r. „Wiadomości Matematyczne”. Był pierwszym prezesem Rady Naukowej powstałych w Warszawie w 1906 r. Kursów Naukowych (przekształconych później w Wolną Wszechnicę Polską). W 1915 r. otrzymał tytuł profesora matematyki UW. Jego bogaty dorobek naukowy obejmuje również prace z dziedziny probabilistyki. W 1901 r. przygotował publikację pod tytułem *Kilka uwag o określeniu prawdopodobieństwa matematycznego*, a w 1910 r. wspólnie z Adamem Bolesławem Danielewiczem *Zarys arytmetyki politycznej*.

Marian Smoluchowski (1872–1917) zasłynął pracami w dziedzinie fizyki, w których stosował aparat rachunku prawdopodobieństwa do badania dynamiki zjawisk fizycznych (m.in. tzw. ruchów Browna), współtworząc kształtującą się wówczas nową dyscyplinę – fizykę statystyczną. Szczególnie znane w literaturze probabilistycznej jest równanie Einsteina-Smoluchowskiego, nazywane często równaniem Chapmana-Kołmogorowa. Smoluchowski miał też wkład w rozwój samego rachunku prawdopodobieństwa w dziedzinie procesów stochastycznych, bardzo wówczas nowatorskiego działu teorii prawdopodobieństwa.

Antoni Łomnicki (1888–1941), profesor Politechniki Lwowskiej, trzykrotnie piastował funkcję dziekana, a w latach 1938 i 1939 prorektora tej uczelni. Był on uznanym dydaktykiem i prekursorem matematyki stosowanej. Prowadził badania naukowe z rachunku prawdopodobieństwa i kartografii matematycznej. Jego praca *Nouveaux fondements du calcul des probabilités* (1923) stanowiła pionierską próbę ujęcia prawdopodobieństwa w terminach teorii mnogości i teorii miary. Łomnicki wydał też podręcznik *Kartografia matematyczna* (1927) i współtwo-

rzył „Przegląd Statystyczny”, organ Polskiego Towarzystwa Statystycznego (PTS), jako członek Komitetu Redakcyjnego w latach 1937–1939.

OSIĄGNIĘCIA POLSKICH STATYSTYKÓW W XX WIEKU

Rozwój statystyki i rachunku prawdopodobieństwa w ubiegłym stuleciu miał charakter wielokierunkowy i wieloźródłowy, obejmując w zasadzie wszystkie większe ośrodki akademickie. Na szczególne podkreślenie zasługuje wkład o znaczeniu światowym, jaki wnieśli w tym zakresie ówcześni koryfeusze statystyki matematycznej i stosowanej (w kolejności chronologicznej): Jan Czekanowski, Hugo Steinhaus, Stefan Mazurkiewicz, Jerzy Neyman, Jan Wiśniewski, Stanisław Marcin Ulm i Marek Fiszer.

Jan Czekanowski (1882–1965) był profesorem Uniwersytetu Lwowskiego (1913–1941) i Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego, kierownikiem Katedry Antropologii i Etnografii i Katedry Antropologii Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, członkiem rzeczywistym Polskiej Akademii Nauk (PAN), członkiem PTS i Polskiego Towarzystwa Biometrycznego. Jego największe osiągnięcia w statystyce to wprowadzenie do analizy nowej metody taksonomicznej, polegającej na porządkowaniu i podziale badanych obiektów poprzez grupowanie jednostek w możliwie jednorodne zespoły (klastry). Wyniki badań zawarł w książce *Zarys metod statystycznych w zastosowaniu do antropologii* (1913), która była pierwszym polskim podręcznikiem o statystycznych metodach analizy danych i interpretacji wyników. Należy zauważyć, że George Udny Yule zaledwie dwa lata wcześniej opublikował podręcznik statystyki matematycznej *An introduction to the theory of statistics*. Metoda Czekanowskiego wyprzedziła o ćwierć wieku metody angloamerykańskie. Matematycy wrocławscy: Kazimierz Florek, Józef Łukasiewicz, Julian Perkal, Hugo Steinhaus i Stefan Zubrzycki, wykorzystując metodę Czekanowskiego, stworzyli tzw. taksonomię wrocławską (Florek, Łukasiewicz, Perkal, Steinhaus i Zubrzycki, 1951, zob. też Pociecha, Podolec, Sokołowski i Zajac, 1988).

Hugo Steinhaus (1887–1972), profesor matematyki na uniwersytetach we Lwowie i Wrocławiu, w 1926 r. założył wraz ze Stefanem Banachem czasopismo „*Studia Mathematica*”. Dążył do zbudowania aksjomatycznej teorii prawdopodobieństwa opartej na teorii miary i uważany jest za prekursora teorii gier. Przygotowując normę statystycznej kontroli jakości, badał z Janem Oderfeldem i Stefanem Zubrzyckim rolę reguły Bayesa. Wykazał, że wnioskowanie statystyczne oparte na tej regule wolne jest od mankamentów niektórych sposobów klasycznego wnioskowania statystycznego. Współtworzył rozszerzoną wersję metody Czekanowskiego konstruowania klas obiektów jednorodnych w wersji taksonomii wrocławskiej. Napisał m.in. *Les probabilités dénombrables et leur rapport à la théorie de la mesure* (1923), *Kalejdoskop matematyczny* (1938) i jako współautor *Elementy nowoczesnej matematyki dla inżynierów* (1971). Był redak-

torem „Studia Mathematica” (1929–1972) oraz wspólnie z Banachem „Nowej Książki Szkockiej” (1946–1958), a z Edwardem Marczewskim – „Zastosowań Matematyki” (1953–1972).

Stefan Mazurkiewicz (1888–1945) był profesorem matematyki i statystyki na UW, a od 1919 r. członkiem Rady Polskiej Akademii Umiejętności i prezesem Polskiego Towarzystwa Matematycznego. Był współautorem tzw. mocnego prawa liczb i autorem *Podstaw rachunku prawdopodobieństwa* (1956), które na podstawie rękopisów pozostałych po śmierci autora opracował do druku Jerzy Łoś.

Jerzy Neyman (1894–1981) pracował jako profesor matematyki i statystyki UJ, UW, Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie i – począwszy od 1938 r. – Uniwersytetu Kalifornijskiego w Berkeley. Był jednym z twórców podstaw wnioskowania statystycznego – teorii weryfikacji hipotez statystycznych, estymacji przedziałowej, pobierania prób reprezentacyjnych i teorii normalnych estymatorów, a także całej gamy oryginalnych zastosowań statystyki w tak różnych dziedzinach, jak badania epidemii czy ubezpieczeń społecznych oraz analiza statystyczna bloków zrandomizowanych i kwadratów łącińskich. Na przykład paradygmat Neymana-Rubina stanowi podstawę tzw. kontrfaktycznych analiz przyczynowych w badaniach ewaluacyjnych. Z obejmującego 160 pozycji dorobku naukowego Neymana na szczególną uwagę zasługują *Zarys teorii i praktyki badania struktur ludności metodą reprezentacyjną* (1933), *Outline of Theory of Statistical Estimation Based on the Classical Theory of Probability* (1937) oraz *Zasady rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej* (1969).

Jan Wiśniewski (1904–1939) pracował jako wykładowca statystyki w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie. W roku akademickim 1939/40 studiował na Uniwersytecie Harvarda, który ukończył z promocją Adgradum Magister in Artibus. Jego dorobek naukowy obejmuje ok. 100 prac publikowanych w „Journal of the American Statistical Association”, „Journal of the Royal Statistical Society”, „Biometrice” i „Kwartalniku Statystycznym”. Do jego najważniejszych prac należą *Metody badania tendencji wieloletniej (trendu) w szeregach gos-podarczych* (1929) i *Wskaźnik produkcji przemysłowej w Polsce* (1938). Był m.in. sekretarzem Komitetu Redakcyjnego „Przeglądu Statystycznego” w latach 1937–1939.

Stanisław Marcin Ulam (1909–1994) rozpoczynał karierę naukową wśród najznakomitszych matematyków skupionych wówczas wokół Banacha i Steinhausa na Uniwersytecie Jana Kazimierza we Lwowie. Jego główne osiągnięcia przypadają na okres amerykański, kiedy współpracował z Johnem von Neumannem. Przyczynił się do rozwoju wielu gałęzi zastosowań matematyki i statystyki. Jego nazwisko związane jest również z metodą symulacji numerycznych Monte Carlo. Uczestniczył w rozwiązywaniu najbardziej zaawansowanych problemów technologicznych, m.in. we współpracy z Edwardem Tellerem, czego rezultatem jest twierdzenie (albo też konfiguracja) Tellera-Ulama w fizyce jądrowej.

Marek Fisz (1910–1963) był profesorem UW, Instytutu Matematycznego PAN, Uniwersytetu w Seattle, Uniwersytetu Stanforda i Uniwersytetu Columbia w Nowym Jorku. W latach 1947–1951 pracował jako doradca naukowy w zakresie losowych metod pobierania prób w Głównym Urzędzie Statystycznym. Zajmował się również własnościami funkcji prób w procesach stochastycznych i własnościami rozkładów nieskończenie podzielných. Jego największym osiągnięciem było opracowanie podręcznika *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna* (1954), który w zmienionej wersji został opublikowany w 1963 r. w języku angielskim pt. *Probability theory and mathematical statistics*.

PODSUMOWANIE

Rozwój statystyki i rachunku prawdopodobieństwa w Polsce, zwłaszcza po odzyskaniu niepodległości, stanowił efekt pracy licznej grupy znakomitych uczonych, z autorami prac o zasięgu światowym: Mazurkiewiczem, Smoluchowskim, Czekanowskim, Neymanem, Łomnickim, Wiśniewskim, Fiszem i Steinhausem na czele.

Na podkreślenie zasługuje dorobek naukowy trzech badaczy. Neyman był nie tylko jednym z twórców teorii weryfikacji hipotez statystycznych, lecz także autorem oryginalnych ujęć w różnych dziedzinach zastosowań statystyki. Steinhaus uważany jest za prekursora teorii jakości, co wynika z opracowania przez niego normy statystycznej kontroli jakości. Ulam – jako matematyk z doświadczeniem w zakresie podstaw analizy funkcjonalnej wyniesionym ze szkoły lwowskiej – stworzył nowatorskie sformułowanie metody Monte Carlo, odgrywające bardzo ważną rolę we współczesnych algorytmach probabilistycznych.

Osobnym zagadnieniem jest wpływ polskiej myśli statystycznej na rozwój metodologii badań w poszczególnych dyscyplinach. Stosunkowo dobrze rozpoznane jest znaczenie statystyki dla rozwoju badań ekonomicznych, demograficznych i socjologicznych. Interesujące byłoby porównawcze studium międzydyscyplinarne w tym zakresie.

BIBLIOGRAFIA

- Czekanowski, J. (1913). Zarys metod statystycznych w zastosowaniu do antropologii. *Prace Towarzystwa Naukowego Warszawskiego*, 3, *Wydział Nauk Matematycznych i Przyrodniczych*.
- Danielewicz, A. B. (1884). *Z dziedziny statystyki matematycznej*. Warszawa: Drukarnia Noskowskiego.
- Danielewicz, A. B. (1888). O prawie prawdopodobieństwa błędów przypadkowych. *Prace Matematyczno-Fizyczne*, 1.
- Danielewicz, A. B. (1892). O prawie prawdopodobieństwa układu błędów jako zdarzeń w ogóle zależnych. *Prace Matematyczno-Fizyczne*, 3.
- Danielewicz, A. B. (1898). O prawie prawdopodobieństwa błędów. *Prace Matematyczno-Fizyczne*, 9.

- Danielewicz, A. B. (1901). Twierdzenie Poissona o prawie wielkich liczb. *Wiadomości Matematyczne*, 5.
- Danielewicz, A. B. (1902). O prawie wielkich liczb. *Wiadomości Fizyczne*, 6.
- Dembowski, J. S. (1809). *Uwagi nad pismem O statystyce Polski*. Kraków.
- Dickstein, S. (1901). Kilka uwag o określeniu prawdopodobieństwa matematycznego. *Wiadomości Matematyczne*, 5(1–2–3), 52–58.
- Dickstein, S., Danielewicz, A. B. (1910). Zarys arytmetyki politycznej. *Wektor: czasopismo matematyczno-fizyczne*, 1(1), 55–58.
- Domański, C. (2007). Jerzy Sława-Neyman – filar statystyki matematycznej XX wieku. *Przegląd Statystyczny*, 54(3), 8–14.
- Gosiewski, W. (1890). Oznaczenie odpowiedzi prawdopodobnych. *Wszechświat*, 9.
- Gosiewski, W. (1892). O prawie prawdopodobieństwa układu błędów jako zdarzeń w ogóle zależnych. *Prace Matematyczno-Fizyczne*, 3(1), 33–48.
- Gosiewski, W. (1900). Z dziedziny rachunku prawdopodobieństwa. I. Określenia i zasady. *Wiadomości Matematyczne*, 4(4), 137–153.
- Gosiewski, W. (1902). Z teorii rachunku prawdopodobieństwa. *Wiadomości Matematyczne*, 6(1–3), 76–88.
- Gosiewski, W. (1906). *Zasady prawdopodobieństwa*. Warszawa: Księgarnia E. Wendego i sp.
- Fisz, M. (1954). *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Fisz, M. (1963). Probability theory and mathematical statistics. New York – London: Wiley.
- Fleszar, M. (1962). *Zarys historii geografii ekonomicznej w Polsce do 1939 r.* Warszawa: Wydawnictwa Geologiczne.
- Flórek, K., Łukaszewicz, J., Perkal, J., Steinhaus, H., Zubrzycki, S. (1951). Taksonomia wrocławska. *Przegląd Antropologiczny*, 17, 193–211.
- Kleczyński, J. (1879). *Ueber die Berechnung der Bevoelkerung zwischen der Zahlengs-Perioden*.
- Kofer, E. (1962). *Z dziejów matematyki*. Warszawa: Wiedza Powszechna.
- Konferowicz, E. (1968). *Rozwój polskiej myśli statystycznej*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Kowaleski, J. T. (2019). Jan Długosz – polski prekursor państwowznawstwa. *Wiadomości Statystyczne*, 64(8), 51–60.
- Korzybski, Z. (1863). O zasadach ludności. *Roczniki Gospodarstwa Krajowego*.
- Korzybski, Z. (1870). *Wstęp do teorii statystyki*. Warszawa.
- Krysicki, W. (red.). (1986). *Poczet wielkich matematyków*. Warszawa: Nasza Księgarnia.
- Krzyśko, M., Adamczewski, W., Berger, J., Gołata, E., Kruszk, K., Łazowska, B. (red.). (2018). *Statystycy Polscy. Biogramy*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Kuratowski, K. (1973). *Pół wieku matematyki polskiej 1920–1970*. Warszawa: Wiedza Powszechna.
- Łomnicki, A. (1923). Nouveaux fondements du calcul des probabilités. *Fundamenta Mathematicae*, 4, 34–71.
- Łomnicki, A. (1927). *Kartografia matematyczna*. Lwów: Książnica-Atlas.
- Malec, J. (2008). *Polska myśl administracyjna XVIII wieku*. Pobrane z: <https://repozytorium.ka.edu.pl/bitstream>.
- Marassé, M. (1866). *O pojęciu i zadaniu statystyki*. Kraków: wyd. Karola Langiego.
- Mazurkiewicz, S. (1956). *Podstawy rachunku prawdopodobieństwa*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.

- Neyman, J. (1933). *Zarys teorii i praktyki badania struktur ludności metodą reprezentacyjną*.
- Neyman, J. (1937). Outline of Theory of Statistical Estimation Based on the Classical Theory of Probability. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences*, 236(767), 333–380.
- Neyman, J. (1969). *Zasady rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Okrasa, W. (2012). Statistics and Sociology: The mutually-supportive development from the perspective of interdisciplinaryization of social research. *Statistics in Transition new series*, 13(2), 365–386.
- Pilat, T. (1871). *O metodach zbierania dat do statystyki żniw*. Lwów: C. K. Galic. Towarzystwo Gospodarskie.
- Pilat, T. (1871). *O miejskich biurach statystycznych i urzędzeniu takiego biura we Lwowie*. Lwów.
- Pilat, T. (1876). Zbiory roku 1876 w Galicji z dodatkiem podziału powierzchni kraju podług głównych rodzajów uprawy i podglądu na stosunki robocizny. *Wiadomości statystyczne o stosunkach krajowych*, 3(1).
- Pociecha, J., Podolec, B., Sokołowski, A., Zając, K. (1988). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Staszic, S. (1785). *Uwagi nad życiem Jana Zamoyskiego*.
- Staszic, S. (1790). *Przestrogi dla Polski: z teraźniejszych politycznych Europy związków z praw natury wypadające*. Warszawa: Michał Gröll.
- Staszic, S. (1807). *O statystyce Polski. Krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kraj chcą oswobodzić i którzy w nim chcą rządzić*.
- Stawiarski, I. F. (1812). Myśli o wydać się mającym dziele pt. Statystyka krajów polskich i Litwy. *Roczniki Towarzystwa Królewskiego Warszawskiego Przyjaciół Nauk*, 8.
- Steinhaus, H. (1923). *Les probabilités dénombrables et leur rapport à la théorie de la mesure*.
- Steinhaus, H. (1938). *Kalejdoskop matematyczny*. Warszawa: Wyd. Książnica Atlas.
- Steinhaus, H. (1971). *Elementy nowoczesnej matematyki dla inżynierów*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Surowiecki W. J. (1812). *Statystyka Księstwa Warszawskiego: rękopis własnoręczny Wawrzyńca Surowieckiego; wykład w Szkole Prawa 1812 roku wraz z listem ministra sprawiedliwości Łubieńskiego i prośbą uczniów teje szkoły*. Biblioteka Polskiej Akademii Nauk.
- Śniadecki, J. (1781). *O nauk matematycznych początku, znaczeniu i wpływie na oświecenie powszechne*. Kraków.
- Śniadecki, J. (1783). *Rachunku algebraicznego teoria przystosowania do linii krzywych*. Kraków.
- Śniadecki, J. (1817). *O rachunku losów*. Wilno.
- Wiśniewski, J. (1929). *Metody badania tendencji wieloletniej (trendu) w szeregach gospodarczych*. Warszawa: Instytut Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen.
- Wiśniewski, J. (1938). *Wskaźnik produkcji przemysłowej w Polsce*. Warszawa.
- Yule Udny, G. (1911). *An introduction to the theory of statistics*. London: C. Griffin and company.
- Załęski, W. (1868). *Kilka słów o teorii statystyki*. Warszawa.
- Załęski, W. (1873). *Rys statystyki porównawczej miasta Warszawy*. Warszawa.
- Załęski, W. (1884). *Teoria statystyki w zarysie. Cz. 1: Zasady ogólne i część historyczna*. Warszawa: Reakcja Biblioteki Umiejętności Prawnych.
- Załęski, W. (1901). *Finanse miasta Warszawy porównawczo z finansami innych wielkich miast. Ekonomista*.

Wydawnictwa GUS. Listopad 2019

W listopadowej ofercie wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikacje cykliczne ***Kultura fizyczna w latach 2017 i 2018*** oraz ***Produkcja wyrobów przemysłowych w latach 2015–2018***, a także zeszyt metodologiczny ***Popyt na pracę***.



Kultura fizyczna w latach 2017 i 2018 ukazuje się co dwa lata i stanowi kontynuację serii *Kultura fizyczna w Polsce* oraz *Kluby sportowe*. W tym wydaniu czytelnicy znajdą zestaw informacji na temat klubów i związków sportowych, sportu dzieci i młodzieży, zasobów infrastruktury sportowej oraz osiągnięć medalowych polskich zawodników na arenie międzynarodowej.

Publikacja zawiera także dane o działalności szkół sportowych, szkół mistrzostwa sportowego i szkolnych kół sportowych oraz o masowych imprezach sportowych. Podano również informacje o udziale polskich zawodników w Zimowych Igrzyskach Olimpijskich w Pjongczangu oraz o meda-

lach zdobytych na mistrzostwach świata i Europy. Uzupełnieniem publikacji jest imienny wykaz polskich medalistów imprez międzynarodowych w kategorii wiekowej „senior” w sportach olimpijskich. Oprócz informacji o charakterze ogólnokrajowym dużo miejsca poświęcono prezentacji zjawisk w ujęciu regionalnym.

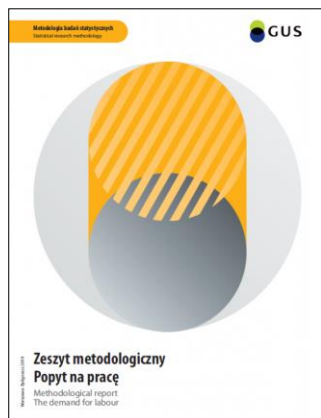
Opracowanie wydano w wersji polsko-angielskiej. Dostępne jest zarówno w wersji papierowej, jak i elektronicznej na stronie internetowej GUS.



Produkcja wyrobów przemysłowych w latach 2015–2018 jest pierwszym wydaniem publikacji analitycznej na temat produkcji ważnych wyrobów przemysłowych w Polsce. Przedstawia informacje w ujęciu ilościowym i wartościowym z uwzględnieniem poszczególnych gałęzi przemysłu oraz rodzaju przedsiębiorstw. Czytelnicy znajdą także dane dotyczące produkcji wyrobów przemysłowych w Polsce na tle innych krajów Unii Europejskiej.

Publikacja składa się z części analitycznej i uwag metodologicznych, zawierających m.in. definicje podstawowych pojęć. Uzupełnieniem części analitycznej jest aneks tabelaryczny ze szczegółowymi danymi w pliku Excel.

Opracowanie wydano w wersji polsko-angielskiej. Dostępne jest zarówno w wersji papierowej, jak i elektronicznej na stronie internetowej Urzędu.



Zeszyt metodologiczny **Popyt na pracę** wpisuje się w cykl opracowań poświęconych metodom badań statystycznych z obszaru rynku pracy. Stanowi uzupełnienie i uszczegółowienie wiedzy na ten temat zebranej w publikacji *Zasady metodyczne rynku pracy i wynagrodzeń*.

Zeszyt składa się z siedmiu rozdziałów. W początkowych przedstawiono cel badania, podstawę prawną, zakres podmiotowy i przedmiotowy, a także sposób jego organizacji. Następnie opisano kwestie związane z aktualną metodologią badania oraz omówiono sposób prezentowania i udostępniania wyników. Elektroniczna wersja publikacji będzie na bieżąco aktualizowana.

Opracowanie jest dostępne na stronie Urzędu w polskiej wersji językowej.

W listopadzie br. ukazały się ponadto:

- „Biuletyn statystyczny” nr 10/2019;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (wrzesień 2019 r.)*;
- *Emerytury i renty w 2018 r.*;
- *Gospodarka materiałowa w 2018 r.*;
- *Gospodarka mieszkaniowa i infrastruktura komunalna w 2018 r.*;
- *Gospodarka paliwowo-energetyczna w latach 2017 i 2018*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2019 (listopad 2019)*;
- *Obrót nieruchomościami w 2018 r.*;
- *Obwód kaliningradzki i województwo warmińsko-mazurskie w liczbach 2019*;
- *Ochrona środowiska 2019*;
- *Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2018/2019*;
- *Polski rynek ubezpieczeniowy 2018*;
- *Pracujący w gospodarce narodowej w 2018 r.*;
- *Produkcja budowlano-montażowa w 2018 r.*;
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w październiku 2019 r.*;
- *Rocznik Statystyczny Leśnictwa 2019*;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w październiku 2019 r.*;
- *Wypadki przy pracy w 2018 r.*;
- „Wiadomości Statystyczne” nr 11/2019.

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

Spis treści numerów 1–12/2019 Contents of the issues 1–12, 2019

	nr no	s. p.
STUDIA METODOLOGICZNE METHODOLOGICAL STUDIES		
Beręsewicz Maciej, Gudaszewski Grzegorz, Szymkowiak Marcin Estymacja liczby cudzoziemców w Polsce z wykorzystaniem metody capture- -recapture / Estimation of the number of foreigners in Poland using the capture-recapture method	10	7
Markowicz Iwona, Baran Paweł Jakość danych statystycznych dotyczących obrotów towarowych między krajami Unii Europejskiej / Quality of data on trade in goods between European Union member states	1	7
Przekota Grzegorz Wymiar fraktalny szeregów czasowych szacowany metodą podziału pola / Fractal di- mension of time series estimated by the surface division method	9	7
Sulewski Piotr Porównanie generatorów liczb pseudolosowych / Comparison of normal random number generators	7	5
STATYSTYKA W PRAKTYCE STATISTICS IN PRACTICE		
Baszyński Adam Konkurencja w sektorze bankowym w Rosji / Competition in the banking sector in Russia	12	27
Bieszk-Stolorz Beata, Dmytrów Krzysztof Prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego na przykładzie Szczeci- na / The probability of exit from registered unemployment, based on the example of Szczecin	11	7
Bożek Jadwiga, Szewczyk Janina Zmiany struktury obszarowej gospodarstw rolnych w ujęciu grup typologicznych woje- wództw / Changes in area structure of farms in terms of typological groups of voivodships	8	19
Doryń Wirginia Zróżnicowanie krajów pod względem udziału krajowej wartości dodanej w ekspor- cie / Differentiation of countries in terms of the share of domestic value added in exports	7	32
Famielec Józefa, Kijanka Anna, Żaba-Nieroda Renata Economic growth and carbon dioxide emissions / Wzrost gospodarczy a emisja dwutlen- ku węgla	4	5
Gierańczyk Wiesława, Leszczyńska Marzena Ujęcie szczęścia w wielowymiarowych badaniach jakości życia / The inclusion of happi- ness in multidimensional studies of the quality of life	1	52
Grabia Tomasz Rzeczywiste stopy procentowe a stopy hipotetyczne wynikające z reguły Taylora w strefie euro i Stanach Zjednoczonych / Actual interest rates versus hypothetical inter- est rates resulting from the Taylor rule in the euro area and the United States	4	22
Grzywińska-Rąpca Małgorzata, Kobylińska Małgorzata Regionalne zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych / Regional variation in hou- sehold income	12	46

Herman Sergiusz

Impact of joint-stock companies' financial condition on real activities manipulation to manage earnings / Wpływ kondycji finansowej spółek akcyjnych na podejmowanie działań o charakterze realnym w celu zarządzania zyskami 10 36

Jackowska Beata, Wycinka Ewa

Wpływ generacji na ryzyko wypadków drogowych / The impact of generation on the risk of road accidents 2 64

Kaczmarek Mirosława

Generacja Baby Boomers na rynku bankowości internetowej w Europie / Baby Boom generation in the online banking market in Europe 8 5

Kalbarczyk Małgorzata

Efekt wypierania w opiece długoterminowej / Crowding out effect in long-term care 5 5

Kaluża-Kopias Dorota, Śmigielski Witold

Dylematy pomiaru imigracji zarobkowej na przykładzie województwa łódzkiego / Dilemmas of measurement of economic immigration on the example of Łódzkie Voivodship 6 16

Klonowska-Matynia Maria

Zdrowotne aspekty zróżnicowania kapitału ludzkiego w ujęciu regionalnym / Health aspects of human capital differentiation in Poland. The regional approach 1 32

Lisek Sławomir, Luty Lidia

Propozycja wskaźnika atrakcyjności inwestycyjnej przedsiębiorstwa / Proposition of a measure of company's investment attractiveness 4 49

Markowicz Iwona, Baran Paweł

Jakość danych dotyczących wewnątrzuunijnej wymiany towarowej / Quality of data on intra-EU trade in goods 6 5

Mikulec Artur

Przekrojowe tablice trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim / Cross-section tables of enterprise duration in Łódzkie voivodship 2 17

Niewiadomska Anna, Sobolewska-Poniedziałek Ewa

Imigracja zarobkowa w województwie lubuskim / Economic immigration in Lubuskie voivodship 3 42

Obreńbalski Marek, Walesiak Marek

Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych – podejście hybrydowe / Assessment of the situation of young people in the labour market in border regions – hybrid approach 12 7

Ochocki Andrzej

Starzenie się ludności a redystrybucja dochodów / Population ageing and income redistribution 10 53

Rocki Marek

Zależność pomiędzy aktywnością naukową kadr akademickich a jakością kształcenia / Relation between scientific activity of academic teachers and quality of tertiary education 3 27

Salamaga Marcin

Segmentacja rynków Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem metody CMS / Segmentation of markets in Central and Eastern Europe with the use of the CMS method 2 5

Słaby Teresa

Housing needs of Polish seniors / Potrzeby mieszkaniowe polskich seniorów 1 20

Szaban Dorota

Poziom życia w powiatach województwa lubuskiego / The standard of living in the powiats of Lubuskie voivodship 11 25

Szulc Adam

Transfery socjalne w Polsce w kontekście ubóstwa monetarnego i wielowymiarowego / Social transfers in Poland in the context of monetary and multidimensional poverty ... 3 7

Szulc-Obłozka Agnieszka

Praca nierejestrowana a bezrobocie / Unregistered employment and unemployment 6 31

Tokarski Tomasz, Chugaievska Svitlana, Chugaievska Nataliia

Determinanty przestrzennego zróżnicowania płac na Ukrainie / Determinants of regional diversity of wages in Ukraine 5 17

Wawrzyniak Katarzyna, Batóg Barbara

Zmiana sektorowej struktury pracujących w przekroju województw / The change in the sectoral structure of employed persons in voivodships 9 25

Wosiek Małgorzata, Kata Ryszard

Handel na pograniczu polsko-ukraińskim — wybrane aspekty ekonomiczne / Trade at the Polish-Ukrainian borderland — selected economic aspects 2 44

Wyszkowska Dorota

Zróżnicowanie regionalne potencjału inwestycyjnego jednostek samorządu terytorialnego / Regional diversification of investment potential of local government units 4 68

EDUKACJA STATYSTYCZNA**STATISTICAL EDUCATION****Parysek Jerzy J.**

Podstawowe rodzaje tablic statystycznych w kontekście racjonalnego wykorzystania danych przestrzennych / Basic types of statistical tables as regards rational usage of spatial data 6 44

Stefanowicz Bogdan

Metafory informacyjne / Information metaphors 7 48

Wyżnikiewicz Bohdan

Do we measure shadow economy correctly? / Czy poprawnie mierzymy szarą strefę gospodarczą? 3 63

STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE**INTERDISCIPLINARY STUDIES. RESEARCH CHALLENGES****Kotlewski Dariusz**

Dekompozycje czynnikowe przyrostu wartości dodanej brutto według sekcji PKD i województw / Factor decompositions of gross value added growth by NACE sections and voivodships 9 37

Markowski Lesław

Wycena aktywów kapitałowych w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka / Capital asset pricing in the classical and downside approaches to risk 11 58

Maślankowski Jacek

Pozyskiwanie i analiza danych na temat ofert pracy z wykorzystaniem big data / The collection and analysis of the data on job advertisements with the use of big data 9 60

Mirota Fryderyk

Zastosowanie metaanalizy w badaniu dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw / The use of meta-analysis in research on corporate cash holdings speed of adjustment 5 48

Skrzek-Lubasińska Małgorzata

Samozatrudnienie hybrydowe – ujęcie teoretyczne i empiryczne / Hybrid self-employment – theoretical and empirical approach	8	32
--	---	----

Szreder Mirosław

Istotność statystyczna w czasach big data / Statistical significance in the era of big data	11	42
---	----	----

Wroński Marcin

Kluczowe problemy metodologiczne w badaniach nad majątkiem gospodarstw domowych / Key methodological issues in the research on household wealth	5	34
---	---	----

Zapadka Piotr

Tajemnica statystyczna jako element ochrony konstytucyjnego prawa do prywatności / Statistical confidentiality as an element of the protection of the constitutional right to privacy	12	58
---	----	----

Z DZIEJÓW STATYSTYKI FROM THE HISTORY OF STATISTICS

Domański Czesław, Jędrzejczak Alina

Czy statystyka publiczna wpływa na wzrost gospodarczy kraju? / Does official statistics influence economic growth of a country?	6	61
---	---	----

Domański Czesław, Okrasa Włodzimierz

Wkład polskiej myśli statystycznej w rozwój światowej statystyki / The contribution of the Polish statistical thought to the development of international statistics	12	68
--	----	----

Kowaleski Jerzy T.

Jan Długosz – polski prekursor państwowznawstwa / Jan Długosz – Polish pioneer of state science	8	51
---	---	----

Łazowska Bożena

Spis ludności na ziemiach wschodnich Rzeczypospolitej Polskiej w 1919 r. / Census of the Eastern Lands of the Second Polish Republic in 1919	10	63
--	----	----

Pociecha Józef

Demograficzny obraz ziem polskich w przededniu I wojny światowej / Demographic picture of the Polish lands before the outbreak of the First World War	7	56
---	---	----

IN MEMORIAM

Domański Czesław

Doktor Dariusz Parys (1963–2018) / Doctor Dariusz Parys (1963–2018)	9	75
---	---	----

Mielecka-Kubień Zofia, Trzpiot Grażyna

Profesor dr hab. Andrzej Stanisław Barczak, dr h.c. (1939–2019) / Andrzej Stanisław Barczak, PhD, DSc, Prof Tit, Dr HC (1939–2019)	7	70
--	---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE / INFORMACJE. RECENZJE. DYSKUSJE INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS / INFORMATION. REVIEWS. DISCUSSIONS

Barszcz Patryk

Konferencja Spójność i Dobrostan Społeczności Lokalnych a Rozwój Innowacyjny / A conference Community Cohesion and Well-Being, and Innovative Development	2	83
---	---	----

Bolonek-Lasoń Katarzyna

XXXVII Międzynarodowa Konferencja Naukowa Wielowymiarowa Analiza Statystyczna WAS 2018 / The 37th International Scientific Conference Multivariate Statistical Analysis MSA 2018	1	68
--	---	----

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS — grudzień 2018 r. / Publications of Statistics Poland — December 2018 1 76

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS — styczeń 2019 r. / Publications of Statistics Poland — January 2019 2 86

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Luty 2019 / Publications of Statistics Poland. February 2019 3 78

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Marzec 2019 / Publications of Statistics Poland. March 2019 4 89

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Kwiecień 2019 / Publications of Statistics Poland. April 2019 5 77

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Maj 2019 / Publications of Statistics Poland. May 2019 6 76

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Czerwiec 2019 / Publications of Statistics Poland. June 2019 7 84

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Lipiec 2019 / Publications of Statistics Poland. July 2019 8 69

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Sierpień 2019 / Publications of Statistics Poland. August 2019 9 83

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Wrzesień 2019 / Publications of Statistics Poland. September 2019 10 81

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Październik 2019 / Publications of Statistics Poland. October 2019 ... 11 83

Gustyn Justyna

Wydawnictwa GUS. Listopad 2019 / Publications of Statistics Poland. November 2019 12 82

Jankowska Marta, Gawarecka Izabella

Olimpiada Statystyczna / Statistical Olympiad 5 74

Koprowicz Daniel

Konferencja naukowa Metodologia Badań Statystycznych MET2019 / Scientific conference Methodology of Statistical Research MET2019 9 78

Kordos Jan

Pomiar i wykorzystanie innowacji. Czwarte wydanie *Podręcznika Oslo* / Measurement and use of innovations. *Oslo Manual*, 4th edition 4 85

Kordos Jan

Innowacyjność w historii polskiej statystyki / Innovativeness in the history of the Polish statistics 11 76

Łazowska Bożena

XLVIII Ogólnopolski Konkurs Statystyczny / 48th Polish Nationwide Statistical Competition 6 73

Mikulec Artur

Konferencja naukowa *230 lat Statystyki Publicznej w Polsce* / Scientific conference *230 Years of Public Statistics in Poland* 7 75

Młodak Andrzej

Wiesław Szymczak *Praktyka wnioskowania statystycznego* (Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2018) / Wiesław Szymczak *Practical aspects of statistical inference* (Łódź University Press, Łódź 2018) 8 61

Szreder Mirosław

Liczbowy opis świata remedium na lęki i pesymizm współczesnego człowieka? Refleksje na temat książki Hansa Roslinga, Oli Roslinga i Anny Rosling Rönnlund pt. *Factfulness. Dlaczego świat jest lepszy, niż myślimy, czyli jak stereotypy zastąpić realną wiedzą* / World description in figures as a remedy for fears and pessimism of a modern man. Reflections on the book by Hans Rosling, Ola Rosling and Anna Rosling Rönnlund "Factfulness. Ten Reasons We're Wrong About the World and Why Things Are Better Than You Think"

3 74

Wiśniewski Zenon

Mirosław Szreder *Zrozumieć świat liczb* (Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 2019) / Mirosław Szreder *To understand the world of numbers* (Gdańsk University Press, Gdańsk 2019)

10 77

Dla autorów For the authors

(for information go to: <https://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 Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego. Zgodnie z komunikatem MNiSW z dnia 31 lipca 2019 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych wraz z przypisaną liczbą punktów „WS” otrzymała 20 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: POL-index, CEJSH, BazEkon oraz AGRO.

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

ZGŁASZANIE ARTYKUŁÓW

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

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe oraz kod/kody JEL. Tytuł, streszczenie i słowa kluczowe powinny być podane w języku polskim i angielskim. Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. W osobnym pliku należy podać dane do wykresów. **Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych.** Więcej informacji – w podrozdziale *Wymogi redakcyjne* i następnych podrozdziałach.

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 oraz dane kontaktowe autora i afiliację zgłaszanego artykułu 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.

PRZEBIEG PRAC REDAKCYJNYCH

Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po przedłożeniu przez autora oświadczenia o przeniesieniu praw majątkowych do artykułu.

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany zgodnie ze schematem:

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 artykułu, która jest kierowana 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.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, do której afiliowana jest zgłoszona praca; w przypadku artykułu 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 dostarczają redakcji zmodyfikowaną wersję pracy. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autorzy są zobligowani do uzasadnienia swojego stanowiska.
3. **Ocena dopuszczająca do publikacji**, dokonywana przez Kolegium Redakcyjne (KR) 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. Kolegium Redakcyjne ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu autorowi przysługuje prawo do odwołania. W tym celu 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. W przypadku nieuwzględnienia danej uwagi autor jest zobligowany do uzasadnienia swojego stanowiska.
4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta.** Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Re-

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.

ZASADY ETYKI PUBLIKACYJNEJ COPE

Redakcja „WS” dokłada wszelkich starań, aby utrzymać najwyższe standardy etyczne, 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, redakcję, recenzentów i wydawcę.

Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe kierowane do opublikowania w „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy powinni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić wyniki przeprowadzonej analizy. Prezentacja efektów badań statystycznych zaprojektowanych i przeprowadzonych przez autorów wymaga opisanie zastosowanej w nich metodologii. W przypadku nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu ilustrującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;

- autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
- autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu 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 publikacji.
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 poświadczeniem na piśmie 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 o tym niezwłocznie poinformować redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia odpowiedniego sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

Odpowiedzialność redakcji

1. Redakcja „WS” odpowiada za zorganizowanie i sprawny przebieg procesu wydawniczego, na który składają się: wstępna ocena zgłoszonego maszynopisu, ocena recenzentów (w przypadku artykułów naukowych), ocena KR, redakcja językowa, redakcja techniczna, skład i łamanie oraz korekta.
2. Redakcja ustala zasady obowiązujące w procesie wydawniczym, informuje jego uczestników o konieczności ich przestrzegania i egzekwuje je na każdym z jego etapów oraz dba o stałą aktualizację informacji na temat przyjętych zasad na stronie internetowej i na łamach czasopisma.
3. Redakcja nie może pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do przyjmowanych artykułów. Przez konflikt interesów należy rozumieć

- sytuację, w której wszelkie interesy lub związki (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na obiektywną ocenę zgłoszonego maszynopisu lub decyzję o jego publikacji.
4. W celu przeciwdziałania nierzetelności naukowej redakcja wymaga od autorów złożenia oświadczenia, w którym deklarują oni, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i że jest ich oryginalnym dziełem, oraz określają swój wkład w opracowanie artykułu.
 5. Podczas oceny wstępnej zgłoszony maszynopis jest weryfikowany przez redaktorów pod względem zgodności z celem i zakresem tematycznym czasopisma oraz spełniania wymogów redakcyjnych „WS”, a także ewentualnych przejawów nierzetelności naukowej i możliwości wystąpienia konfliktu interesów.
 6. Po ocenie wstępnej opracowania mające charakter naukowy przekazywane są do recenzji specjalistom z poszczególnych dziedzin. Redakcja jest odpowiedzialna za ustalenie spójnych kryteriów oceny artykułu oraz wymaga od recenzentów podpisania oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE (<https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/cope-ethical-guidelines-peer-reviewers>) i niewystępowaniu konfliktu interesów. Informacje dotyczące maszynopisu mogą być przekazywane przez redakcję wyłącznie autorom, recenzentom, wydawcy lub innym doradcom redakcyjnym.
 7. W przypadku podejrzenia nadużyć redakcja postępuje zgodnie z procedurami COPE.
 8. Redakcja zapewnia, że zmiany dokonane w tekście na etapie prac redakcyjnych nie naruszają zasadniczej myśli autorów.
 9. Kolegium Redakcyjne, podejmując decyzję o publikacji artykułu, kieruje się wyłącznie wynikiem dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są oceny recenzentów oraz opinie redaktorów tematycznych i merytorycznych. Rezultat ten zależy od merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także od ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym miesięcznika.
 10. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu przesłanego materiału redakcja nie może go w żaden sposób wykorzystać bez pisemnej zgody autora.

Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - 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 opóźniać 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. W uzasadnionych przypadkach 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.

Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w Internecie na zasadach 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 przepras.

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 badań, precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod, uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy oraz autorskie wnioski.

Zachęcamy do przygotowania pracy z wykorzystaniem szablonu artykułu „WS” do pobrania ze strony: <https://ws.stat.gov.pl/ForAuthors>.

Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł, autor.
2. Streszczenie (objętość do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa).
W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel badania, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych, najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel artykułu, przedmiot i najważniejsze wnioski.

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

3. Słowa kluczowe – najistotniejsze użyte w pracy pojęcia lub wyrażenia (nie mniej niż trzy). Słowa kluczowe powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
4. 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).
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające: cel badania, uzasadnienie podjętego problemu badawczego i odniesienie do literatury przedmiotu, chyba że przegląd literatury stanowi odrębną część artykułu;
 - metoda badania, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze;
 - wyniki badania;
 - podsumowanie: powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule bez podawania danych liczbowych; wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badań.
7. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

Przygotowanie artykułu

1. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
2. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
3. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron ani przekraczać 20 stron maszynopisu.
4. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
5. Czcionka – Arial, krój prosty:
 - tytuł – 14 pkt, wyśrodkowanie;
 - autor – 12 pkt, wyrównanie do lewej;
 - śródtytuł I stopnia – 14 pkt, wersaliki, wyśrodkowanie;
 - śródtytuł II stopnia – 12 pkt, bold, wyśrodkowanie;
 - tekst główny – 12 pkt, wyjustowanie;
 - streszczenie, słowa kluczowe i kod JEL – 10 pkt, wyjustowanie;
 - przypisy – 10 pkt, wyjustowanie;
 - bibliografia – 10 pkt, wyjustowanie.
6. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
7. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.

8. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.
9. Przy wyliczeniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktorem w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
10. Strony ponumerowane automatycznie.
11. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
12. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w tekście głównym. Dane, na podstawie których opracowano wykresy, powinny być przekazane osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
13. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
14. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS: <https://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html>.
15. Pod tablicami, wykresami, schematami i innymi elementami graficznymi należy podać źródło opracowania.
16. Oznaczenia literowe należy zapisywać następująco: liczby i inne wielkości niezłożone – małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *a*, *A*, *y(x)*, *a*); wektory – małe litery, kursywa, pogrubione (np. ***a***, ***w***, ***y(x)***, ***w***); macierze – duże litery, proste, pogrubione (np. ***A***, ***M***, ***Y(x)***, ***M***).
17. Objaśnienia znaków umownych w tablicach: (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5, (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; znak x – wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
18. Stosowane są skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
19. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
20. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

1. Jeden autor: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie (np. 2001a). Przykład zapisu: Jak stwierdza Iksiński (2001)... Badania wskazują, że... (Iksiński, 2001).
2. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łą-

- czyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej. Przykład zapisu: Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)... Badania wskazują, że... (Iksiński i Nowak, 1999).
3. Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy – należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy należy zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania). Przykład zapisu: Przywołanie po raz pierwszy: Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)... Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, że... Kolejne przywołania: Badania Nowaka i współpracowników (2003)... Badania te wskazują, że (Nowak i in., 2003)...
 4. Sześciu i więcej autorów: należy wymienić tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić określeniem „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze załącznikowej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy. Przykład zapisu: Nowakowski i współpracownicy (1997) twierdzą, że... Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...
 5. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem. Przykład zapisu: Iksiński (2001); Nowak i Iksiński (1999, 2005); (Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).
 6. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosuje się w tekście, natomiast w bibliografii należy umieścić jedynie pracę czytaną. Przykład zapisu: Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)... Badania sugerują, że... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).
 7. Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy zapisać alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora/autorów należy je uporządkować według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora/autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy uporządkować prace alfabetycznie według tytułu i wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji.

Przykłady opisu bibliograficznego

1. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (issue) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1): Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik(zeszyt)*, strona początku–strona końca.

2. Artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (issues) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim): Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik*, strona początku–strona końca. Jeśli artykuł ma numer DOI (Digital Object Identifier), należy podać go na końcu opisu bibliograficznego: Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik*, strona początku–strona końca. DOI: xxxxx.
3. Książka: Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
4. Książka napisana pod redakcją: Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
5. Rozdział w pracy zbiorowej: Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku–strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
6. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany, oraz – jeśli są to materiały informacyjne – datę dostępu. Tekst: Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej (dostęp: 21.03.2019).

Artykuł przygotowany w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłany z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Zakres tematyczny działów **Thematic scope of sections** (for information go to: 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 badań 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.

INFORMACJE. RECENZJE. DYSKUSJE

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.