

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

WRZESIEŃ / SEPTEMBER
ROK / VOLUME 65

2020 | 9

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

WRZESIEŃ / SEPTEMBER
ROK / VOLUME 65

2020 | 9 (712)

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. Eric Bartelsman, PhD – Vrije Universiteit Amsterdam, prof. dr hab. Czesław Domański – Uniwersytet Łódzki, prof. dr hab. Elżbieta Gołata – 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 – Polskie Towarzystwo Statystyczne, prof. dr hab. Tomasz Panek – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Prof. Juan Manuel Rodríguez Poo, PhD – University of Cantabria, Assoc. Prof. Iveta Stankovičová, BEng, 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, PhD – Bucharest Academy of Economic Studies, mgr Renata Bielak – Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpień-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, prof. AK – Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Marek Rojčiček, BEng, 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 Cierpień-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

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

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

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Główny Urząd Statystyczny

Language editing: Scientific Journal Division, Statistics Poland

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

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



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound:

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

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

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

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny

Indeks 381306

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

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

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

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

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

SPIS TREŚCI

CONTENTS

Od redakcji	4
From the editorial team	
 Studia metodologiczne	
Methodological studies	
Andrzej Młodak	
Strata informacji wskutek przeprowadzenia kontroli ujawniania danych wynikowych	7
Information loss resulting from statistical disclosure control of output data	
 Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Dawid Banaś	
Skuteczność systemów emerytalnych w krajach postradzieckich	28
The effectiveness of pension systems in post-Soviet countries	
Jadwiga Bożek, Janina Szewczyk	
Struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce na tle innych krajów Unii Europejskiej	48
Area structure of farms in Poland against the background of other European Union countries	
 Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Grażyna Dehnel	
Recenzja książki Arkadiusza Kozłowskiego i Mirosława Szredera <i>Informacje spoza próby w badaniach statystycznych</i>	63
Review of Arkadiusz Kozłowski and Mirosław Szreder's book <i>Out-of-sample information in statistical research</i>	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Sierpień 2020	66
Publications of Statistics Poland. August 2020	
 Dla autorów	68
For the authors	
 Zakres tematyczny działów	77
Thematic scope of sections	

OD REDAKCJI

We wrześniowym wydaniu „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” przedstawiamy studium metodologiczne, prace z zakresu praktycznych zastosowań statystyki i recenzję książkową.

Artykuł *Strata informacji wskutek przeprowadzenia kontroli ujawniania danych wyników* dr. hab. Andrzeja Młodaka, prof. AK, zawiera krytyczną analizę metod oceny straty informacji w wyniku zastosowania kontroli ujawniania danych (ang. *statistical disclosure control*, SDC) oraz nowatorskie propozycje mające na celu uzyskanie efektywnych i dobrze interpretowalnych mierników. Autor przedstawia m.in. nową możliwość wykorzystania funkcji cyklometrycznej (arcus tangens) do wyznaczenia odchylenia wartości od danych oryginalnych po przeprowadzeniu SDC, a do oceny wpływu SDC na siłę związków między zmiennymi stosuje odwróconą macierz korelacji. Empiryczna weryfikacja potwierdza przewagę funkcji cyklometrycznej w zakresie uwypuklania odchyłeń od danych oryginalnych, ale też potrzebę umiejętnej korekcji jej spłaszczenia przy dużej wartości argumentów.

Skuteczność systemów emerytalnych w krajach postradzieckich jest przedmiotem pracy Dawida Banasia. Autor bada skuteczność systemów emerytalnych za pomocą stopy zastąpienia i współczynnika obciążenia systemu emerytalnego, opierając się na danych za lata 2007–2017, których źródłem były publikacje instytucji statystycznych krajów powstałych po upadku ZSRR (z wyłączeniem Turkmenistanu). Wykorzystuje miary statystyki opisowej, analizę wskaźników oraz korelację rang Spearmana. Z badania wynika, że najwyższą skuteczność systemu emerytalnego mierzona stopą zastąpienia cechowała Białoruś, Estonię, Litwę i Łotwę, najniższą zaś – Gruzję, Armenię i Tadżykistan. Z kolei wysokimi wartościami współczynnika obciążenia systemu emerytalnego charakteryzowały się Uzbekistan, Kirgistan i Azerbejdżan, a najniższymi – Ukraina, Estonia i Litwa.

Dr hab. Jadwiga Bożek i dr inż. Janina Szewczyk w artykule *Struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce na tle innych krajów Unii Europejskiej* prezentują wyniki badania mającego na celu określenie miejsca Polski wśród krajów UE pod względem struktury obszarowej gospodarstw rolnych w grupach wielkościowych użytków rolnych. Na podstawie danych Eurostatu oraz GUS za 2016 r., za pomocą metody klasyfikacji rozmytej, autorki grupują kraje UE w cztery zbiory złożone z obiektów o podobnej strukturze obszarowej gospodarstw. Wykazują, że Polska należy do grupy krajów o dużym rozdrobnieniu gospodarstw, w której znajdują się też Chorwacja, Grecja, Hiszpania, Portugalia, Słowacja, Słowenia i Włochy. Bardziej rozdrobnioną strukturę gospodarstw mają jedynie Bułgaria, Cypr, Rumunia i Węgry.

Dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP, omawia książkę dr. Arkadiusza Kozłowskiego i prof. dr. hab. Mirosława Szredera *Informacje spoza próby w badaniach statystycznych*, wydaną w tym roku nakładem Uniwersytetu Gdańskiego. W publikacji poruszono zagadnienia badań statystycznych pełnych i próbkowych, roli dodatkowych informacji w próbkowaniu nieprobabilistycznym, znaczenia informacji spoza próby w badaniach reprezentacyjnych, braków odpowiedzi i skuteczności technik imputacji oraz zastosowania technik ważenia danych i kalibracji wag. Autorzy zaproponowali rozwiązania metodyczne służące poprawie jakości wnioskowania, która jest warunkiem nie tylko użyteczności wyników badania, lecz także efektywności podejmowanych decyzji. W ocenie recenzentki omawiana praca stanowi ważny wkład w problematykę badań częściowych.

Wybrane nowości wydawnicze GUS poleca Justyna Gustyn.

Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The September issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* features a methodological study, papers on practical application of statistics and a book review.

The article *Information loss resulting from statistical disclosure control of output data* by Andrzej Młodak, PhD, DSc, Professor at the President Stanisław Wojciechowski Academy in Kalisz, presents a critical analysis of methods of assessment of information loss caused by applying statistical disclosure control (SDC), as well as novel ideas on how to obtain effective and easily-interpretable measures. Among other innovative solutions, the author proposes a new way of applying a cyclometric function (arcus tangent) to determine the extent of the deviation of values, resulting from the performance of SDC, from the original values. He also applies inverse correlation matrix to assess the influence of SDC on the stability of relationships between variables. The empirical verification confirms cyclometric function's higher effectiveness in curving deviations from the original data, but also signals the necessity of a skillfull correction of its flattening when large value arguments are involved.

In *The effectiveness of pension systems in post-Soviet countries*, author Dawid Banaś examines the effectiveness of pension systems by means of the replacement rate and the dependence ratio of a pension system, utilising data for 2007–2017 obtained from the publications of statistical institutions of countries created after the collapse of the Soviet Union (except Turkmenistan). He uses measures from descriptive statistics, indicator analysis and the Spearman rank correlation for this purpose. According to the research, the pension systems of Belarus, Estonia, Lithuania and Latvia appear to be the most effective, while those of Georgia, Armenia and Tajikistan least so. Moreover, the research indicates that Uzbekistan, Kyrgyzstan and Azerbaijan are characterised by high values of the dependency ratio, while Ukraine, Estonia and Lithuania by low ones.

Jadwiga Bożek, PhD, DSc, and Janina Szewczyk, BEng, PhD, in their article entitled *Area structure of farms in Poland against the background of other European Union countries*, present the results of research aimed at establishing which group of EU countries determined according to the area structure of farms Poland belongs to. On the basis of Eurostat and Statistics Poland's data for 2016, and by means of the fuzzy classification method, the authors classified all EU countries into 4 groups, each determined by a particular area structure of farmland. According to the results of the research, Poland belongs to the group of countries with a high level of fragmentation of farms, jointly with Croatia, Greece, Spain, Portugal, Slovakia, Slovenia and Italy. Among all EU states, only Bulgaria, Cyprus, Romania and Hungary are characterized by a more fragmented area structure of farms than the group Poland belongs to.

The subject of a review by Grażyna Dehnel, PhD, DSc, Professor at Poznań University of Economics and Business is a book by Arkadiusz Kozłowski, PhD, and Mirosław Szreder, PhD, DSc, ProfTit, entitled *Out-of-sample information in statistical research*, published this year by Gdańsk University Press. The book features issues related to full and sample statistical research, the role of additional information in non-probabilistic sampling, the significance of information from outside the sample in sample surveys, non-response, the effectiveness of imputation methods as well as data weighing techniques and the calibration of weights. The authors propose methodological solutions aimed at enhancing the quality of reasoning, which is of key importance from the point of view of not only the utility of research results, but also the efficiency of decision-making. In the reviewer's opinion, the work is an important contribution to the development of the sample research segment.

The issue closes with Justyna Gustyn's recommendation of selected new publications of Statistics Poland.

We wish you pleasant reading.

Strata informacji wskutek przeprowadzenia kontroli ujawniania danych wynikowych

Andrzej Młodak^a

Streszczenie. W pracy omówiono najważniejsze metody, za pomocą których można ocenić stratę informacji spowodowaną przeprowadzaniem kontroli ujawniania danych (ang. *statistical disclosure control*, SDC). Kontrola ta ma na celu ochronę przed identyfikacją jednostki i dotarciem do dotyczących jej wrażliwych informacji przez osoby nieupoważnione. Zastosowanie metod zarówno opartych na ukrywaniu określonych danych, jak i prowadzących do ich zniekształcania powoduje stratę informacji, która ma wpływ na jakość danych wynikowych, w tym rozkładów zmiennych, kształt ich związków oraz estymacji. Celem artykułu jest krytyczna analiza mocnych i słabych stron metod oceny straty informacji na skutek zastosowania SDC. Przedstawiono również nowatorskie propozycje prowadzące do uzyskania efektywnych i dobrze interpretowalnych mierników, m.in. nową możliwość wykorzystania funkcji cyklometrycznej (arcus tangens) do wyznaczenia odchylenia wartości od tych oryginalnych po przeprowadzeniu SDC. Ponadto zastosowano odwróconą macierz korelacji do oceny wpływu SDC na siłę związków między zmiennymi. Pierwsza z przedstawionych metod umożliwia uzyskanie efektywnych i dobrze interpretowalnych mierników, druga – maksymalne wykorzystanie wzajemnych powiązań między zmiennymi (także tych trudno uchwytynych za pomocą klasycznych metod statystycznych) w celu lepszej analizy skutków kontroli w tym zakresie.

Empiryczna weryfikacja użyteczności sugerowanych metod potwierdziła m.in. przewagę funkcji cyklometrycznej w pomiarze odległości w zakresie uwypuklania odchylenia od danych oryginalnych, a także potrzebę umiejętnej korekcji jej spłaszczenia przy dużej wartości argumentów.

Słowa kluczowe: kontrola ujawniania danych, SDC, strata informacji, funkcja cyklometryczna, odwrócona macierz korelacji

JEL: C19, C63, C80, D82

Information loss resulting from statistical disclosure control of output data

Abstract. The most important methods of assessing information loss caused by statistical disclosure control (SDC) are presented in the paper. The aim of SDC is to protect an individual against identification or obtaining any sensitive information relating to them by anyone unauthorised. The application of methods based either on the concealment of specific data or on their perturbation results in information loss, which affects the quality of output data, including the distributions of variables, the forms of relationships between them, or any estimations. The aim of this paper is to perform a critical analysis of the strengths and weaknesses of the particular types of methods of assessing information loss resulting from SDC. Moreover, some

^a Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, Międzywydziałowy Zakład Matematyki i Statystyki; Urząd Statystyczny w Poznaniu, Ośrodek Statystyki Małych Obszarów.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6853-9163>.

novel ideas on how to obtain effective and well-interpretable measures are proposed, including an innovative way of using a cyclometric function (arcus tangent) to determine the deviation of values from the original ones, as a result of SDC. Additionally, the inverse correlation matrix was applied in order to assess the influence of SDC on the strength of relationships between variables. The first presented method allows obtaining effective and well-interpretable measures, while the other makes it possible to fully use the potential of the mutual relationships between variables (including the ones difficult to detect by means of classical statistical methods) for a better analysis of the consequences of SDC.

Among other findings, the empirical verification of the utility of the suggested methods confirmed the superiority of the cyclometric function in measuring the distance between the curved deviations and the original data, and also highlighted the need for a skilful correction of its flattening when large value arguments occur.

Keywords: statistical disclosure control, SDC, information loss, cyclometric function, inverse correlation matrix

1. Wprowadzenie

Właściwa i efektywna ochrona tajemnicy statystycznej polega m.in. na dokonaniu weryfikacji danych statystycznych przed ich udostępnieniem w celu wyeliminowania – lub przynajmniej zminimalizowania – ryzyka ujawnienia bądź odtworzenia przez użytkowników udostępnianych zasobów wrażliwych informacji o jednostkach statystycznych, czego konsekwencją mogłaby być identyfikacja konkretnych jednostek. Immanentną cechą postępowania prowadzącego do osiągnięcia tego celu, które znane jest powszechnie jako kontrola ujawniania danych (ang. *statistical disclosure control*, SDC), stanowi wprowadzanie niepewności w odniesieniu do prawdziwej wartości udostępnianych zmiennych. Niepewność ta w naturalny sposób wiąże się z ukryciem lub zmianą wartości w rekordzie zbioru mikrodanych czy w komórce tablicy. W konsekwencji na skutek zastosowania SDC powstaje określona strata informacji źródłowej. Taka strata może wpłynąć na jakość udostępnianych danych oraz obliczeń i szacunków dokonywanych przez ich użytkownika. Mówiąc bardziej precyzyjnie, strata stanowi – niekiedy istotną – składową obciążenia wyników uzyskiwanych przez użytkownika (np. estymacji określonych wielkości). Dotyczy ona wprowadzie bezpośrednio informacji źródłowych (ponieważ strata wynika z usunięcia lub zniekształcenia określonych danych), ale może mieć znaczny wpływ na kształt rozkładów określonych zmiennych i związków pomiędzy nimi. Użytkownik powinien więc razem z danymi otrzymywać informację na temat oczekiwanej wielkości rozpatrywanej straty spowodowanej przez SDC. Minimalizacja tej straty jest kluczowym – obok minimalizacji ryzyka identyfikacji jednostki i ujawnienia informacji wrażliwych – kryterium optymalizacji SDC. Optymalizacja ta oznacza bowiem udostępnianie mikrodanych oraz publikowanie tablic i analiz w możliwie największym niezmienionym zakresie. Ma to duże znaczenie nie tylko dla bezpośredniej wartości informacyjnej udostępnianych zasobów, lecz także dla zapewnienia odpowiedniej jakości szacunków i analiz. Konieczny staje się więc efektywny pomiar wielkości

straty informacji spowodowanej zastosowaniem SDC. Problem ten badany jest stosunkowo rzadko. Podwaliny pod badania położyli i pierwszych kompleksowych analiz dokonali Domingo-Ferrer, Mateo-Sanz i Torra (2001). Wszelkstronnie takie metody scharakteryzowali m.in. Shlomo i Young (2006) oraz Hundepool i współpracownicy (2012).

Celem artykułu jest krytyczna analiza mocnych i słabych stron metod oceny straty informacji na skutek zastosowania SDC. Przedstawiono również nowatorskie propozycje prowadzące do uzyskania efektywnych i dobrze interpretowalnych mierników, które obejmują wykorzystanie funkcji cyklometrycznej (arcus tangens) do wyznaczenia odchylenia wartości od tych oryginalnych po przeprowadzeniu SDC oraz zastosowanie odwróconej macierzy korelacji do oceny wpływu takiej kontroli na siłę związków między zmiennymi. Pierwsza z nich umożliwia uzyskanie efektywnych i dobrze interpretowalnych mierników przy zachowaniu klarownego, z punktu widzenia potencjalnego użytkownika, przekazu dotyczącego oczekiwanej straty informacji, druga – maksymalne wykorzystanie wzajemnych powiązań między zmiennymi (także tych trudno uchwytnych za pomocą klasycznych metod statystycznych) w celu lepszej analizy skutków kontroli w tym wymiarze.

2. Istota straty informacji

Pojęcie straty informacji na skutek zastosowania metod ochrony poufności ma charakter subiektywny. Ważne w tym kontekście stają się cele analiz, w jakich znajdują zastosowanie wynikowe mikrodane i opublikowane tablice. Strata informacji może być oceniana w różny sposób przez pryzmat decyzji, które muszą zostać podjęte w celu zachowania poufności, oraz konsekwencji ich wyboru. Shlomo i Young (2006) wskazują na trzy główne grupy ocen straty wyodrębnione w zależności od statystycznego aspektu rozpatrywanych danych. Czynią to wprawdzie w odniesieniu do tablic częstości, ale klasyfikację tę bez trudu można zastosować również do innego rodzaju informacji statystycznych (mikrodanych, tablic wielkości, prezentacji wynikowych itp.). Wyróżnia się następujące grupy miar oceny straty informacji:

- miary zakłócenia rozkładu, które są oparte na metrykach odległości pomiędzy rzeczywistymi a zmienionymi wartościami zmiennych. Jeśli jednostką podstawową jest obszar przestrzenny, to dla każdego takiego obszaru z osobna mierzy się odległość pomiędzy nimi, po czym oblicza się średnią z tych odległości;
- miary wpływu na wariancję szacunków, w przypadku których pod uwagę bierze się różnice wariancji dla przeciętnych wartości określonych podzbiorów lub całego zbioru (w przypadku tablic – kolumn, wierszy lub całej tablicy). Innym sposobem jest wieloczynnikowa analiza wariancji ANOVA dla wybranej zmiennej zależnej względem wybranych niezależnych zmiennych kategoryalnych. Miarą straty jest porównanie, jak zmieniają się komponenty współczynnika determinacji R^2

(poprzez podział na wariancję wewnątrzgrupową i międzygrupową) dla zbioru źródłowego opartego na danych rzeczywistych oraz dla zbioru zmienionego poprzez zastosowanie danej metody ochrony poufności (lub dla tablicy źródłowej opartej na danych rzeczywistych oraz dla tablicy zmienionej w wyniku zastosowania danej metody ochrony poufności). Zastosowanie to może spowodować utratę homogeniczności grup, co oznacza, że wariancja międzygrupowa może maleć, a wewnątrzgrupowa – rosnąć. Możliwa jest też sytuacja odwrotna, czyli wzrost wariancji międzygrupowej przy spadku wariancji wewnątrzgrupowej, np. w przypadku mikroagregacji¹: gdy w każdym skupieniu jednostek każda oryginalna wartość zastępowana jest przez średnią grupową odpowiedniej zmiennej dla tego skupienia, wówczas zmienność w takim skupieniu jest równa 0 (jednakowe wartości zmiennej), podczas gdy różne skupienia mogą być między sobą bardzo zróżnicowane (zob. np. Hundepool i in., 2012);

- miary wpływu na siłę związku, które bazują na analizie oddziaływania SDC na kierunek i siłę związku między określonymi zjawiskami w porównaniu z tymi cechami dla oryginalnych zmiennych. W tym celu można wykorzystać współczynniki korelacji, często jednak wykonuje się także test niezależności pomiędzy odpowiednimi wymiarami w stosownych przekrojach. Oznacza to badanie niezależności przy użyciu pewnej tablicy kontyngencji. Możliwe są także inne podejścia w tym zakresie.

Można zauważyć, że mierniki zakłócenia rozkładu są użyteczne, gdy osobę korzystającą z udostępnionych danych interesują rozkłady określonych zjawisk, np. w czasie i przestrzeni. Wpływ SDC na wariancję szacunków ma istotne znaczenie w przypadku estymacji określonych wielkości dla populacji. Z kolei ocena zmiany siły związków na skutek zastosowania narzędzi SDC może być szczególnie ważna podczas analizy współzależności zjawisk. Warto jednak zauważyć, że niektóre rodzaje badań mogą wymagać mierników straty ukierunkowanych nie tylko w jedną stronę (np. podczas estymacji dokonywanej z wykorzystaniem estymatorów regresyjnych pożądaną będzie pomiar straty informacji w kierunku wpływu zarówno na wariancję szacunków, jak i na siłę związku między określonymi zjawiskami). W kolejnych częściach pracy szczegółowo ukazane zostaną konkretne metody oceny straty informacji należące do tych grup.

¹ Mikroagregacja (ang. *microaggregation*) – rodzina zakłóceńowych narzędzi SDC zapewniających ochronę poufności danych w ujęciu makro poprzez odpowiednie działania na poziomie mikro. U podstaw stosowania mikroagregacji leżą zasadnicze reguły publikacyjne, dopuszczające publikowanie zbiorów mikro-danych, gdy zawierają one co najmniej k rekordów, a żaden z nich nie dominuje pod danym względem (tzn. jego udział w danej wielkości ogółem dla grupy nie jest większy niż $p\%$). Parametry naturalne k i p ($0 < p < 100$) są zazwyczaj arbitralnie ustalone. Ich wspólną cechą stanowi podział obiektów na wewnątrznie jednorodne, co najmniej k -elementowe podzbiory. Dla każdej takiej grupy obliczane są średnie wartości zmiennych z danymi wrażliwymi – i tymi średnimi zastępuje się oryginalne wartości (zob. np. Hundepool i in., 2012).

3. Miary zakłócenia rozkładu

Pomiar straty informacji w kontekście zakłócenia rozkładu oryginalnych zmiennych wskutek zastosowania SDC opiera się na unormowanych różnicach między odpowiednimi wartościami w zbiorze danych oryginalnych oraz w zbiorze danych zniekształconych. Należy przy tym uwzględnić skalę pomiarową, na jakiej mierzone są poszczególne obserwacje, oraz dopuszczalność wykonywania na nich odpowiednich działań arytmetycznych.

Niech zatem zbiory danych liczą n obserwacji i m zmiennych (gdzie n i m to liczby naturalne). Oznaczmy przez x_{ij} wartość obserwacji zmiennej X_j dla jednostki i , a przez x_{ij}^* – odpowiednią wartość w zbiorze powstałym w efekcie zastosowania metod SDC, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$. Ogólna postać miary straty może być zatem następująca:

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n d(x_{ij}, x_{ij}^*)}{mn}, \quad (1)$$

gdzie $d(\cdot, \cdot)$ – miara odległości spełniająca klasyczne warunki zwrotności, symetrii i nierówności trójkąta, przyjmująca wartości należące do przedziału $[0, 1]$.

Wartości wskaźnika λ także należą wtedy do tego przedziału, przy czym im wyższa wartość, tym bardziej dotkliwa strata informacji. Sytuacja, gdy $\lambda = 0$, tzn. gdy w zbiorze nie ma żadnych zmian, jest w SDC oczywiście tylko teoretyczna.

Definicja miary d zależy od skali pomiarowej, na której obserwowane są wartości zmiennej X_j . Jeśli obserwacje tej zmiennej mierzone są na skali nominalnej, to odległość ta wynosi

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \begin{cases} 0, & \text{gdy } x_{ij} = x_{ij}^*, \\ 1, & \text{gdy } x_{ij} \neq x_{ij}^*. \end{cases} \quad (2)$$

Jeżeli wartości zmiennej X_j mierzone są na skali porządkowej, wówczas rzeczoną miarą jest relacja

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \frac{r(x_{ij}, x_{ij}^*)}{k_j - 1}, \quad (3)$$

gdzie:

$r(x_{ij}, x_{ij}^*)$ – liczba tych kategorii zmiennej X_j , o którą różnią się wartości x_{ij} i x_{ij}^* w danym porządku (np. jeżeli zmienna przyjmuje kategorie A, B, C, D

- porządek $<$ jest tu alfabetyczny: $A < B < C < D$ – to kategoria C różni się od kategorii A o dwie pozycje, natomiast od B – o jedną),
- k_j – liczba kategorii, które może przyjmować zmienna X_j .

Dla zmiennej ciągłej odległość ta może być np. znormalizowaną wartością bezwzględną lub znormalizowanym kwadratem różnicy między wartością ze zbioru oryginalnego a odpowiednią wartością ze zbioru ukształtowanego w wyniku SDC, czyli

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \frac{|x_{ij} - x_{ij}^*|}{\max_{k=1, 2, \dots, n} |x_{kj} - x_{kj}^*|} \quad (4)$$

lub

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \frac{(x_{ij} - x_{ij}^*)^2}{\max_{k=1, 2, \dots, n} (x_{kj} - x_{kj}^*)^2}, \quad (5)$$

gdzie $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$.

Stosowanie tych miar pociąga za sobą pewne problemy. Jednym z narzędzi SDC dla zmiennych kategorialnych jest przekodowywanie. Liczby kategorii przekodowywanej zmiennej w zbiorze oryginalnym i w nowym, powstałym w efekcie SDC, będą różne. Należy więc zadbać przede wszystkim o to, aby numery kategorii pozostawionych bez zmian były identyczne w obu wariantach. Na przykład jeśli przed przekodowaniem zmienna X_j liczyła $k_j = 8$ kategorii oznaczonych jako 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, a w wyniku przekodowania połączono kategorie 2 i 3 oraz 6 i 7, to nowe kategorie powinny mieć odpowiednio numery 1, 2, 4, 5, 6, 8. Wtedy podejście (3) stosuje się i w tym przypadku.

Miary (4) i (5) mają też inny znamieny mankament. Miernik straty informacji powinien być funkcją rosnącą ze względu na poszczególne cząstkowe straty informacji. Oznacza to, że np. jeśli dla pewnego $i \in \{1, 2, \dots, n\}$ wartość $|x_{ij} - x_{ij}^*|$ zwiększy się, a wszystkie wartości $|x_{hj} - x_{hj}^*|$ dla $h \neq i$ pozostaną takie same, to wartość miernika powinna wzrosnąć. Tymczasem w przypadku formuł (4) i (5) tak nie będzie. Jeśli bowiem dla i wskazana bezwzględna różnica (lub kwadrat różnicy, odpowiednio) między wartością oryginalną a wartością po przeprowadzeniu SDC osiągnie maksimum, to cząstkowa strata informacji dla i pozostanie bez zmian – wyniesie 1, a dla pozostałych okaże się mniejsza. W efekcie otrzymamy mniejszą wartość miernika, podczas gdy strata informacji tak naprawdę się zwiększyła.

Można temu zaradzić, korzystając z tego, że wspomniane odległości są nieujemne, i oprzeć się na ograniczonej i rosnącej funkcji arcus tangens. Przyjmujemy zatem

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \frac{2}{\pi} \arctg|x_{ij} - x_{ij}^*|, \quad (6)$$

gdzie $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$.

Kolejny problem pojawia się w przypadku ukrywania, w zbiorze poddanym SDC powstają bowiem luki w danych. Gdy dane o zmiennej X_j wyrażone są na skali nominalnej, to jeżeli obserwacja x_{ij}^* w (2) jest ukryta, wówczas przypisujemy $d(x_{ij}, x_{ij}^*) = 1$. Jeśli obserwacje zmiennej X_j wyrażają się na skali porządkowej, wtedy dla celów obliczeniowych we wzorze (3) ukrytej wartości x_{ij}^* przyporządkowujemy arbitralnie $x_{ij}^* := 1$, gdy x_{ij} jest bliższe k_j lub $x_{ij}^* := k_j$, gdy x_{ij} jest bliższe 1, a gdy zmienna X_j ma charakter ciągły, wtedy w obliczeniach podstawiamy $x_{ij}^* := \max_{k=1, 2, \dots, n} x_{kj}$, gdy $x_{kj} \leq \text{med}_{k=1, 2, \dots, n} x_{kj}$ oraz $x_{ij}^* := \min_{k=1, 2, \dots, n} x_{kj}$, gdy $x_{kj} > \text{med}_{k=1, 2, \dots, n} x_{kj}$, $j = 1, 2, \dots, m$. Pozwala to na uzyskanie wyraźnego obrazu powstałych różnic, zarówno w przypadku zmiennych kategoryalnych, jak i ciągłych. Oczywiście pewien wpływ na poziom straty informacji w tym kontekście mógłby mieć także charakter stosowanego algorytmu SDC (który decyduje o postaci i zakresie ukryć), jednak ze względu na to, że propozycja ta nie odnosi się doń bezpośrednio, wpływ ten nie powinien być znaczny. Podejście oparte na różnicach jednostkowych jest mniej przydatne do oceny wpływu rozpatrywanej kontroli na wartości zagregowane, m.in. ze względu na konieczność zapewnienia kalibracji.

Koncepcja (1) jest uogólnieniem i normalizacją miar proponowanych przez Domingo-Ferrera i in. (2001). Dla zmiennych ciągłych sugerują oni także miary (niekoniecznie ograniczone od góry) oparte na różnicy między średnimi:

$$\lambda = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m |\bar{x}_j - \bar{x}_j^*| \quad (7)$$

lub

$$\lambda = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (\bar{x}_j - \bar{x}_j^*)^2 \quad (8)$$

albo

$$\lambda = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{|\bar{x}_j - \bar{x}_j^*|}{|\bar{x}_j|}, \quad (9)$$

gdzie $\bar{x}_j = \sum_{i=1}^n x_{ij}/n$, a $\bar{x}_j^* = \sum_{i=1}^n x_{ij}^*/n$ stanowią średnie arytmetyczne wartości zmiennej X_j odpowiednio przed zastosowaniem i po zastosowaniu SDC, $j = 1, 2, \dots, m$.

Do miar nieznormalizowanych może należeć też miara oparta na formule (1), w której²

$$d(x_{ij}, x_{ij}^*) = \frac{|x_{ij} - x_{ij}^*|}{\max_{k=1, 2, \dots, n} x_{kj}}$$

przy założeniu, że zmienna X_j przyjmuje wyłącznie wartości nieujemne, nie wszystkie równe 0, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$.

Z kolei Młodak (2019) zaproponował wykorzystanie jako miary straty informacji miernika kompleksowego wyznaczonego przy użyciu metody TOPSIS (opartej na wzorcu i antywzorcu rozwojowym), którego konstrukcja opiera się na częściowych odległościach między obserwacjami dla poszczególnych zmiennych traktowanych jako cechy diagnostyczne.

Warto też wspomnieć, że w przypadku stosowania metody postrandomizacyjnej (ang. *post-randomization method*, PRAM)³ stratę informacji można obliczać także za pomocą wskaźnika entropii postaci (zob. np. Domingo-Ferrer i in., 2001)

$$EBIL_j = \sum_{i=1}^n \mathcal{H}(X_j | X_j^* = q),$$

gdzie:

$$\mathcal{H}(X_j | X_j^* = x_{ij}^*) = - \sum_{r=1}^{k_j} P(X_j = r | X_j^* = q) \log P(X_j = r | X_j^* = q),$$

k_j – liczba kategorii zmiennej X_j ,

$\mathbf{P}_j = [P(X_j = r | X_j^* = q)]$, $r, q = 1, 2, \dots, k_j$ – macierz prawdopodobieństw przejść Markowa w PRAM dla tej zmiennej.

Nazwa EBIL pochodzi od angielskiego określenia *entropy-based information loss measure*, które oznacza miarę straty informacji opartą na entropii. Im wyższa wartość entropii, tym większa jest strata informacji. Szerzej o miarach entropii w kontekście oceny straty informacji na skutek SDC pisze np. Antal (2016).

² Miarę tę zaproponowała w dyskusji Karolina Warno.

³ Jest to probabilistyczna metoda SDC generująca określone zakłócenia. Wartości zmiennych kategoryalnych dla pewnych rekordów zostają tutaj zamienione na inne z wykorzystaniem specyficznego mechanizmu probabilistycznego, a konkretnie – macierzy przejść Markowa. PRAM łączy w sobie dodawanie tzw. szumu, ukrywanie danych oraz przekodowywanie (zob. np. Hundepool i in., 2012).

Wszystkie opisane wyżej podejścia mają mocne i słabe strony. Do tych pierwszych należy przede wszystkim pełne odzwierciedlenie odmienności między danymi oryginalnymi a tymi udostępnianymi po przeprowadzeniu SDC, zwłaszcza przez miarę postaci (1). Dzięki bezwzględным różnicom między poszczególnymi obserwacjami każde ukrycie bądź zniekształcenie informacji staje się istotnym składnikiem straty łącznej. Jest to bardzo użyteczne do oceny skali wprowadzonych ingerencji oraz ich wpływu na rozkłady poszczególnych zmiennych. Jednak w szacowaniu określonych wielkości dla populacji oraz – dla danych wyrażonych na skali ilorazowej – w wyznaczaniu wskaźników strata w tym ujęciu najczęściej będzie przeszacowana. Wynika to z tego, że jednostkowe różnice w procesie sumowania mogą się w określonym stopniu wzajemnie niwelować, wskutek czego faktyczne odchylenia szacunków od ich wielkości, które mogłyby zostać uzyskane, gdyby nie zastosowano SDC, będą niezbyt duże. Podobnie rzecz ma się w przypadku wskaźników: analogiczne straty jednostkowe dla obu zmiennych stanowiących podstawę wyznaczania wskaźnika powodują, że wartości tego wskaźnika będą bardzo bliskie wartościom, które można by otrzymać przy użyciu danych oryginalnych. Dobrze to widać choćby na przykładzie miar (7)–(9), które w pewnym stopniu ten problem redukują (mimo istotnych odchyień indywidualnych średnie mogą różnić się od siebie tylko nieznacznie), ale nie dają zbyt dużo informacji o wpływie straty na jakość estymacji.

Inny problem w stosowaniu tych miar dotyczy braków danych. Wiele metod SDC (np. w ramach mikroagregacji) może wypełniać takie luki w mikro danych informacjami przez siebie generowanymi, co w istocie stanowi pewną formę imputacji. Pominięcie tego rodzaju sytuacji w ogólnym rozrachunku straty może okazać się zbyt kosztowne. Najlepszym rozwiązaniem byłoby zatem przyjęcie takich oryginalnych wartości rozpatrywanych cech, aby odpowiednie jednostkowe straty $d(x_{ij}, x_{ij}^*)$ były możliwie największe (minimalizuje to ryzyko utraty istotnej wiedzy w tym zakresie). Będą one zależeć od skali pomiarowej, na której wyrażone są dane dotyczące rozpatrywanej zmiennej. I tak:

- dla danych wyrażonych na skali nominalnej: oryginalna kategoria x_{ij} powinna być inna niż otrzymana w SDC (x_{ij}^*);
- dla danych wyrażonych na skali porządkowej: oryginalna kategoria x_{ij} powinna być odległa od nałożonej w SDC (x_{ij}^*) o maksymalną możliwą liczbę kategorii w myśl danej kategoryzacji;
- dla danych wyrażonych na skalach różnicowej lub ilorazowej: jeśli wartość otrzymana z SDC (x_{ij}^*) jest bliższa maksymalnej wartości zmiennej dla danych wejściowych, to jako oryginalną wielkość x_{ij} przyjmujemy minimum faktycznych zgromadzonych wartości zmiennej ($\min_{k \in Z_j} x_{kj}$), w przeciwnym razie – maksimum

$(\max_{k \in Z_j} x_{kj})$, gdzie $Z_j \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$ jest zbiorem tych jednostek, dla których otrzymano dane z zakresu zmiennej X_j .

Podobnie postępujemy w przypadku, gdy znamy dane oryginalne. W SDC dla mikrodanych zastosowano metody niezakłócenio-we, wskutek czego dane wrażliwe zostały ukryte. Wtedy musimy przyjąć robocze wartości odpowiednich danych po przeprowadzeniu SDC, które umożliwią otrzymanie możliwie największych indywidualnych strat $d(x_{ij}, x_{ij}^*)$. Oznacza to, że:

- dla danych wyrażonych na skali nominalnej: robocza kategoria x_{ij}^* w danych po przeprowadzeniu SDC powinna być inna niż oryginalna (x_{ij});
- dla danych wyrażonych na skali porządkowej: robocza kategoria x_{ij}^* w danych po przeprowadzeniu SDC powinna być odległa od oryginalnej (x_{ij}) o maksymalną możliwą liczbę kategorii w myśl danej kategoryzacji;
- dla danych wyrażonych na skali różnicowej lub ilorazowej: jeśli wartość oryginalna jest bliższa maksymalnej wartości zmiennej dla danych wejściowych, to jako roboczą wielkość x_{ij}^* po SDC przyjmujemy minimum faktycznych zgromadzonych wartości zmiennej ($\min_{k \in Z_j} x_{kj}$), w przeciwnym razie – maksimum ($\max_{k \in Z_j} x_{kj}$).

Z kolei gdy stosujemy SDC dla tablic, to w przypadku metod opartych na ukrywaniu komórek trzeba do porównań stworzyć tablicę, w której dla brakujących komórek ich wartości zostaną zaimputowane. W przypadku ukrywania komórek strata informacji zostanie wyrażona jako suma kosztów poniesionych wskutek wtórnego ukrycia komórek. Problemem pozostaje to, czy waga każdej komórki w tablicy jest taka sama, czy też komórki o wyższej wartości mają większą wagę. W praktyce ukrycie zbyt dużej liczby komórek o wysokich wartościach może znacznie obniżyć użyteczność publikowanych danych. W zależności od preferencji i potrzeb użytkowników zagadnienie straty informacji może być wyrażone różnie. W ten sposób da się wpłynąć na działanie algorytmu wyboru komórek do wtórnego ukrycia. Hundepool i współpracownicy (2012) wskazują najpopularniejsze kryteria brane pod uwagę przy formułowaniu funkcji kosztu dla ukrywania komórek:

- jednakowa waga dla wszystkich komórek, której celem jest minimalizacja liczby wtórnie ukrytych komórek;
- liczba jednostek w agregacie, który komórka reprezentuje, prowadząca do poszukiwania możliwości ukrycia tylko takich komórek, które łącznie będą reprezentować jak najmniejszą liczbę jednostek;
- wartość komórki, w przypadku której optymalnym rozwiązaniem będzie pozostawienie jak największej liczby komórek o najwyższych wartościach.

W sytuacji występowania silnej asymetrii danych preferowanie zachowania komórek o najwyższej wartości może prowadzić do zbyt dużej nierównowagi dla funkcji kosztu. W tym wypadku zalecana jest transformacja funkcji kosztu. Jednym

z możliwych i często stosowanych podejść w tym zakresie jest transformacja potęgowa (zob. Box i Cox, 1964):

$$y = \begin{cases} x^\lambda & \text{dla } \lambda \neq 0, \\ \log(x) & \text{dla } \lambda = 0. \end{cases}$$

W ochronie tablicy, w której wartości komórek są modyfikowane metodami zakłóceniovymi, proponuje się miary straty oparte na odległości między zmienionymi a pierwotnymi wartościami komórek. Dla układu tablica pierwotna – tablica zmieniona strata informacji będzie mierzona sumą odległości pomiędzy wartościami komórek zmienionych i pierwotnych; odległości te są wyznaczone według formuły (4) lub (5) albo (6) bądź podobnej. Braki danych mają wtedy mniejsze znaczenie – podczas wyznaczania wartości w komórkach można je pominąć lub wcześniej dokonać imputacji. Problem może występować jedynie w przypadku braku jakichkolwiek danych dotyczących kategorii wyznaczonej przez daną komórkę. Wtedy trzeba albo zrezygnować z przyjętej konstrukcji tablicy (np. poprzez połączenie pewnych jej kategorii w inną), albo też miarę straty informacji oprzeć na dokonanym w opisanym wcześniej sposób pomiarze straty na poziomie mikrodanych odpowiadających tej komórce.

4. Miary wpływu na wariancję szacunków

Druga grupa miar straty informacji jest oparta na wpływie zmian dokonywanych w efekcie użycia metod SDC na zmienność rozpatrywanych wielkości statystycznych. Wpływ ten można ocenić np. za pomocą wieloczynnikowej analizy wariancji ANOVA. Jednak ma ona dość ograniczony zakres stosowania, ponieważ opiera się na podziale jednostek na grupy w myśl określonej klasyfikacji i badaniu zmienności w tych grupach. W SDC podziału na grupy dokonuje się przede wszystkim w przypadku zastosowania mikroagregacji.

Przykład takiego podejścia prezentują Mateo-Sanz i Domingo-Ferrer (1998). Zakładamy zgodnie z nim, że zbiór n jednostek został podzielony na p (gdzie p jest liczbą naturalną, $p < n$) grup $G_1, G_2, \dots, G_p$, z których każda liczy n_l jednostek, n_l to liczba naturalna, $l = 1, 2, \dots, p$, $\sum_{l=1}^p n_l = n$. Każda jednostka i opisana jest zatem przez wektor $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$, $i = 1, 2, \dots, n$. Zgodnie z regułą minimalnej liczby respondentów przyjmuje się też, że $n_l \geq k$, $l = 1, 2, \dots, p$, gdzie liczba naturalna k , $k < n$, oznacza arbitralnie ustaloną minimalną liczbę jednostek, które mogą należeć do każdej grupy.

Wewnątrzgrupowa suma kwadratów *SSE* (ang. *sum of squared errors of all observations vs respective means* – suma kwadratów błędów dla wszystkich obserwacji względem ich odpowiednich średnich grupowych) jest wtedy dana wzorem

$$SSE = \sum_{l=1}^p \sum_{i \in \{1, 2, \dots, n\}, i \in G_l} (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}}_l)(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}}_l)^T$$

gdzie $\bar{\mathbf{x}}_l = \sum_{i \in \{1, 2, \dots, n\}, i \in G_l} \mathbf{x}_i / n_l$ – wektor średnich arytmetycznych badanych zmiennych dla grupy G_l , $l = 1, 2, \dots, p$.

Międzygrupowa suma kwadratów SSA (ang. *sum of squared errors of all treatment means vs grand mean* – suma kwadratów błędów dla wszystkich średnich grupowych w odniesieniu do średniej globalnej) to

$$SSA = \sum_{l=1}^p n_l (\bar{\mathbf{x}}_l - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_l - \bar{\mathbf{x}})^T,$$

gdzie $\bar{\mathbf{x}} = \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i / n$ – wektor średnich arytmetycznych badanych zmiennych ogółem.

Suma kwadratów ogółem $TSS = SSA + SSE$ (TSS – ang. *total sum of squares*) ma zatem postać

$$TSS = \sum_{l=1}^p \sum_{i \in \{1, 2, \dots, n\}, i \in G_l} (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})^T.$$

Miara straty informacji stanowi wówczas udział wewnątrzgrupowej sumy kwadratów SSE w sumie kwadratów ogółem, czyli

$$\lambda = \frac{SSE}{TSS} = 1 - \frac{SSA}{TSS}. \quad (10)$$

Miara dana wzorem (10) przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$. Im wyższa wartość, tym poważniejsza strata informacji, ponieważ zastąpienie faktycznych wartości dla jednostek należących do danej grupy przez stosowną średnią arytmetyczną zmniejsza zróżnicowanie wewnątrzgrupowe. Efektywne zastosowanie SDC zmierza do minimalizacji tej redukcji. Miara (10) może być użyta tylko do zmiennych wyrażonych na skali różnicowej lub ilorazowej.

Oceny wpływu metod SDC na zmienność rozpatrywanych informacji można też dokonywać, opierając się na porównaniu wariancji/kowariancji badanych zmien-

nych przed i po SDC. Domingo-Ferrer i współpracownicy (2001) podają następujące przykłady takich miar:

- miary oparte na macierzy kowariancji zmiennych $X_1, X_2, \dots, X_m$ lub tylko na ich elementach diagonalnych:

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} |v_{jl} - v_{jl}^*| / (m(m+1)),$$

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} (v_{jl} - v_{jl}^*)^2 / (m(m+1)),$$

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} |v_{jl} - v_{jl}^*| / (|v_{jl}| \cdot m(m+1)),$$

$$\circ \lambda = \sum_{j=1}^m |v_{jj} - v_{jj}^*| / m,$$

$$\circ \lambda = \sum_{j=1}^m (v_{jj} - v_{jj}^*)^2 / m,$$

$$\circ \lambda = \sum_{j=1}^m |v_{jj} - v_{jj}^*| / (|v_{jj}| \cdot m),$$

gdzie v_{jl} i v_{jl}^* to kowariancja zmiennych X_j i X_l przed i po SDC, $j, l = 1, 2, \dots, m$;

- miary oparte na macierzy korelacji zmiennych $X_1, X_2, \dots, X_m$

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} |\rho_{jl} - \rho_{jl}^*| / (m(m+1)),$$

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} (\rho_{jl} - \rho_{jl}^*)^2 / (m(m+1)),$$

$$\circ \lambda = 2 \sum_{l=1}^m \sum_{j:1 \leq j \leq l} |\rho_{jl} - \rho_{jl}^*| / (|\rho_{jl}| \cdot m(m+1)),$$

gdzie ρ_{jl} i ρ_{jl}^* to współczynniki korelacji zmiennych X_j i X_l przed i po SDC, $j, l = 1, 2, \dots, m$.

Można także zaproponować znormalizowaną na $[0, 1]$ miarę straty na wariancji w postaci

$$\lambda = \frac{2}{\pi m} \sum_{j=1}^m \arctg |v_{jj} - v_{jj}^*|.$$

Warto zauważyć, że miary oparte na macierzy korelacji zmiennych – zasadniczo przeznaczone do stosowania dla zmiennych ciągłych o ilorazowej lub różnicowej skali pomiaru – mogą zostać użyte także do danych wyrażonych na skali porządkowej. W tym celu należy oprzeć je na współczynniku korelacji τ -Kendalla. Ponadto współczynniki bazujące na kowariancji i korelacji odnoszą się w znacznej mierze także do związków między określonymi zjawiskami, zatem mogą być zaliczone również do miar wpływu na siłę związku.

5. Miary wpływu na siłę związku

Dla praktycznych skutków zastosowania SDC bardzo istotne jest zachowanie kierunków i siły związków między badanymi zjawiskami, które odzwierciedlają zebrane dane, a przynajmniej możliwie najmniejszy ubytek w tym zakresie. Tylko wtedy bowiem posługiwanie się takimi danymi ma sens i istnieje szansa na adekwatność

wniosków sformułowanych na podstawie analizy udostępnionych danych w stosunku do faktycznych realiów. Stratę informacji pod tym względem można oceniać rozmaicie. Najbardziej oczywistym narzędziem służącym do tej oceny wydaje się współczynnik korelacji, np. współczynnik korelacji liniowej Pearsona. Jednak ma on zastosowanie tylko do danych wyrażonych na skali różnicowej lub ilorazowej, a w przypadku występowania zależności innego typu niż liniowa może nie być dostatecznie użyteczny. Dlatego warto w tym kontekście rozważyć także alternatywne użycie współczynnika korelacji τ -Kendalla.

Dokładny kształt miar straty informacji opartych na współczynniku korelacji może być taki sam, jak przedstawiono w poprzedniej części artykułu. Oznacza to, że rzeczne miary mogą stanowić funkcję wartości bezwzględnych lub kwadratów różnic między współczynnikami korelacji odpowiednich zmiennych przed i po SDC. Inną możliwość to analiza macierzy odwrotnych do macierzy korelacji: wejściowej $\mathbf{R} = [\rho_{jl}]$ i po dokonaniu SDC $\mathbf{R}^* = [\rho_{jl}^*]$. Macierze odwrotne to odpowiednio $\mathbf{R}^{-1} = [\rho_{jl}^{(-1)}]$ i $(\mathbf{R}^*)^{-1} = [\rho_{jl}^{*(-1)}]$, $j, l = 1, 2, \dots, m$. Diagonalne elementy każdej z takich macierzy $\rho_{jj}^{(-1)}$ i $\rho_{jj}^{*(-1)}$, $j = 1, 2, \dots, m$, odpowiednio, należą do przedziału $[1, \infty)$ i pokazują siłę związku informacyjnego odpowiedniej zmiennej z pozostałymi, z uwzględnieniem także powiązań nieuchwytnych formalnie. Tym samym suma wartości bezwzględnych różnic między tymi elementami może być dobrym miernikiem straty informacji:

$$\lambda = \sum_{j=1}^m \left| \rho_{jj}^{(-1)} - \rho_{jj}^{*(-1)} \right|. \quad (11)$$

Można też oczywiście rozważać taki miernik w postaci znormalizowanej, opartej na sferze jednostkowej i odległości euklidesowej:

$$\lambda = \frac{1}{2} \sqrt{\sum_{j=1}^m \left(\frac{\rho_{jj}^{(-1)}}{\sqrt{\sum_{l=1}^m (\rho_{ll}^{(-1)})^2}} - \frac{\rho_{jj}^{*(-1)}}{\sqrt{\sum_{l=1}^m (\rho_{ll}^{*(-1)})^2}} \right)^2} \in [0, 1]. \quad (12)$$

W każdym z tych przypadków wyższa wartość miernika świadczy o większej stracie informacyjnej dotyczącej związków między obserwowanymi zjawiskami.

Inne podejście, szczególnie przydatne w przypadku zmiennych kategoryalnych, polega na konstrukcji tablic kontyngencji dotyczących porównywanych zmiennych.

Na podstawie tych tablic wykonuje się test niezależności pomiędzy odpowiednimi zmiennymi. Test niezależności dla tablicy dwuwymiarowej tego rodzaju jest oparty na współczynniku zgodności chi-kwadrat pomiędzy wartościami obserwowanymi a teoretycznymi. Alternatywnie można tu skorzystać z testu ilorazu wiarygodności chi-kwadrat lub testu Mantela-Haenszla. Miarę związku ocenia współczynnik V Cramera, ewentualnie współczynnik ϕ czy współczynnik kontyngencji Pearsona. Ocena straty opiera się na względnej, procentowej różnicy pomiędzy wartościami danego współczynnika obliczonymi dla tablicy źródłowej oraz dla tablicy opracowanej na podstawie danych, dla których zastosowano ochronę poufności. W przypadku tablic wielowymiarowych zależności warunkowe oraz wartości teoretyczne można wyrazić za pomocą modeli log-liniowych.

Kolejne możliwości w tym kierunku rodzi porównywanie parametrów strukturalnych (tzn. parametrów funkcji regresji) oraz parametrów struktury stochastycznej (czyli cech rozkładu czynnika losowego) wraz z ocenami ich jakości w odpowiednich modelach ekonometrycznych. Wówczas można uzyskać obraz potencjalnego zniekształcenia informacyjnego wnioskowania o współzależności zjawisk, powstałego na skutek zastosowania SDC.

6. Przykład zastosowania miar straty informacji

Załóżmy, że w wyniku pewnego badania zgromadzono dane o 25 pracujących osobach. Dane te dotyczą następujących zmiennych:

- STC – stan cywilny prawny: 1 – kawaler/panna, 2 – żonaty/zamężna, 3 – wdowiec/wdowa, 4 – rozwiedziony/rozwiedziona, 9 – nieustalony;
- WYN – wynagrodzenie miesięczne brutto w złotych;
- STAZ – staż pracy w latach;
- ODL – odległość od miejsca zamieszkania do miejsca pracy w kilometrach.

Są to informacje bardzo wrażliwe, a zatem konieczna jest ich ochrona. W tabl. 1 ukazano oryginalną postać danych oraz ich kształt po zastosowaniu jednej z metod SDC, a mianowicie wymiany rang⁴. Wybór tego właśnie narzędzia motywowany był możliwością jego stosowania do zmiennych zarówno kategoryalnych, jak i ciągłych, a oba te typy są reprezentowane w analizowanym zbiorze.

⁴ Jest to zakłócenkowa metoda SDC, którą można stosować do danych wyrażonych zarówno na skali porządkowej, jak i na skalach silniejszych. Polega ona na uporządkowaniu wartości zmiennej X w kolejności rosnącej. Następnie każda zrangowana w ten sposób wartość zmiennej X jest zamieniana z inną wartością, losowo wybraną spośród tych wartości, których rangi zawierają się w pewnym ograniczonym przedziale – np. spośród tych, których rangi nie różnią się od rangi danej wartości więcej niż o $p\%$ całkowitej liczby rekordów, gdzie $p \in (0, 100)$ jest ustalonym parametrem. Zob. np. Hundepool i współpracownicy (2012).

Tabl. 1. Dane oryginalne i dane po wymianie rangowej

ID	STC_O	WYN_O	STAZ_O	ODL_O	STC_R	WYN_R	STAZ_R	ODL_R
1	2	2852,34	5	2	2	2258,33	8	3
2	2	3927,55	7	5	2	3263,22	3	3
3	1	2258,33	4	8	1	2852,34	8	10
4	2	2594,17	8	1	2	2074,88	4	2
5	3	3263,22	10	4	4	3927,55	11	6
6	1	2965,84	11	3	1	3552,11	10	4
7	2	3552,11	3	7	1	2965,84	7	10
8	1	3147,53	19	2	1	3475,12	17	1
9	1	2074,88	9	9	1	2594,17	13	12
10	1	3475,12	6	12	1	3147,53	4	9
11	2	4021,44	21	3	2	4410,82	16	5
12	4	2384,65	15	10	4	2204,59	10	8
13	2	5213,51	17	2	2	4215,39	19	1
14	3	4100,89	8	3	4	4315,27	12	5
15	4	2003,77	4	5	2	2551,28	6	3
16	4	2551,28	12	15	3	2003,77	8	15
17	1	3571,19	16	11	1	3128,73	21	8
18	2	3128,73	23	1	4	3571,19	17	2
19	1	4215,39	28	8	2	5213,51	28	11
20	3	4521,76	13	3	3	4056,83	9	2
21	2	4410,82	10	1	2	4021,44	15	2
22	2	6017,94	25	6	2	6017,94	18	4
23	2	4056,83	17	10	2	4521,76	23	7
24	4	2204,59	8	4	3	2384,65	5	3
25	3	4315,27	18	2	3	4100,89	25	1

Uwaga. xxxx_O – wartości oryginalne zmiennej xxxx przed wymianą rangową, xxxx_R – wartości zmiennej xxxx po wymianie rangowej.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu μ -Argus 5.1 (dane fikcyjne).

Zastosujemy najpierw miarę zakłócenia rozkładu (1). W przypadku zmiennej *STC* – jako zmiennej wyrażonej na skali nominalnej – zastosowano odległość cząstkową (2). Pozostałe zmienne: *WYN*, *STAZ* i *ODL* to zmienne ciągłe. Wykorzystano tutaj trzy warianty pomiaru odległości: normalizację z użyciem wartości maksymalnej odchyłeń bezwzględnych (modułów) (4), normalizację bazującą na maksimum kwadratów odchyłeń (5) i znormalizowaną funkcję arcus tangens odchyłeń (6). W tabl. 2 uwidoczniono – dla celów poglądowych – podstawowe statystyki opisowe sum odchyłeń wartości po przeprowadzeniu SDC od oryginalnych dla tych trzech zmiennych i każdego wariantu według rekordów oraz wartości miernika straty informacji w każdym z tych trzech przypadków (przy czym miernik uwzględnia także odchylenia dla zmiennej *STC*).

Tabl. 2. Sumy miar odległości dla zmiennych ciągłych oraz wartości miernika straty informacji

Statystyki opisowe dla sum odchyień	Wariant pomiaru odchyień dla zmiennych ciągłych		
	normalizacja max modułów	normalizacja max kwadratów	arcus tangens
Minimum	0,9423	0,3005	1,6145
Pierwszy kwartył	1,4250	0,7083	2,2042
Mediana	1,5614	1,0423	2,3934
Średnia arytmetyczna	1,5990	1,0582	2,3456
Trzeci kwartył	1,8332	1,2140	2,5479
Maksimum	2,3229	2,0000	2,6887
Współczynnik zmienności w %	22,8123	43,5248	11,8531
Współczynnik asymetrii	0,0833	0,4113	-1,1069
Sumaryczny miernik straty informacji	0,4797	0,3446	0,6664

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabl. 1.

Zauważmy, że rezultaty uzyskane za pomocą wariantu opartego na funkcji arcus tangens różnią się od pozostałych. Otrzymane w ten sposób wyniki są wyższe niż w przypadku normalizacji opartej na maksymalnym odchyleniu bezwzględnym czy na maksymalnym kwadracie odchyień. Wynika to z faktu, że zastosowanie funkcji cyklometrycznej nie spłaszcza obrazu skali najbardziej istotnych odchyień, co ma miejsce w przypadku opcji (4) i (5). Przekłada się to także na kształt rozkładu: sposób z wykorzystaniem funkcji arcus tangens daje wyniki cząstkowe o rozkładzie wyraźnie lewostronnie asymetrycznym, podczas gdy dla innych rozkład jest lekko prawostronnie asymetryczny. Wartość współczynnika zmienności w wariancie z funkcją cyklometryczną okazuje się dość wyraźnie niższa niż w innych przypadkach. Przyczyna tego stanu rzeczy tkwi w różnorodności analizowanych zmiennych, zmienna WYN przyjmuje bowiem wartości znacznie wyższego rzędu niż STAZ i ODL, w konsekwencji czego odchylenia są dla niej – co do wartości bezwzględnej – na ogół wyższe. Tym samym, zważywszy na malejący wzrost wartości funkcji arcus tangens dla coraz większych argumentów, można dojść do wniosku, że zróżnicowanie odległości mierzonych przy jej użyciu jest mniejsze, a końcowa zmienność – niższa.

Z uwagi na naturę wymiany rang wariancje zmiennych nie ulegają zmianie. Jej zastosowanie nie wywiera więc wpływu na wariancję szacunków, przynajmniej pod tym względem. Możliwe jest zaś oddziaływanie na siłę związku między zmiennymi. Aby to ocenić, zastosujemy podejście oparte na odwróconej macierzy korelacji oraz miernikach (11) i (12). Macierze korelacji τ -Kendalla dla zmiennych przed kontrolą i po kontroli dla zmiennych ciągłych mają odpowiednio postaci uwidocznione w tabl. 3.

Tabl. 3. Macierze korelacji τ -Kendalla przed zastosowaniem i po zastosowaniu wymiany rang

Zmienne	WYN_O	STAZ_O	ODL_O
Przed wymianą rang			
WYN_O	1,0000	0,3435	-0,1481
STAZ_O	0,3435	1,0000	-0,1079
ODL_O	-0,1481	-0,1079	1,0000
Po wymianie rang			
WYN_R	1,0000	0,4849	-0,1550
STAZ_R	0,4849	1,0000	-0,0661
ODL_R	-0,1550	-0,0661	1,0000

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem danych z tabl. 1 oraz programu SAS Enterprise Guide 4.3.

Tablica 4 obrazuje odpowiednie macierze do nich odwrotne.

Tabl. 4. Macierze odwrotne do macierzy korelacji τ -Kendalla przed zastosowaniem i po zastosowaniu wymiany rang

	WYN_O	STAZ_O	ODL_O
Przed wymianą rang			
WYN_O	1,1500	-0,3810	0,1292
STAZ_O	-0,3810	1,1380	0,0663
ODL_O	0,1292	0,0663	1,0263
Po wymianie rang			
WYN_R	1,3338	-0,6358	0,1647
STAZ_R	-0,6358	1,3075	-0,0121
ODL_R	0,1647	-0,0121	1,0247

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem danych z tabl. 1.

Tym samym wartość współczynnika straty informacji w postaci „surowej” wynosi 0,3549, a w postaci znormalizowanej – 0,0318. Oznacza to, że zastosowanie wymiany rangowej spowodowało stratę 3,18% informacji o związkach pomiędzy badanymi zmiennymi. Ubytek ten można uznać za niewielki.

7. Podsumowanie

Metodologia kontroli ujawniania danych oferuje wiele różnorodnych narzędzi prowadzących do możliwie najlepszej ochrony danych wrażliwych (czyli wyeliminowania lub absolutnego zminimalizowania ryzyka ich ujawnienia) przy jednoczesnej minimalizacji straty informacji spowodowanej tego rodzaju działaniem. Warto przy tym zauważyć, że zastosowanie takich narzędzi nie tylko skutkuje poniesieniem straty informacji, lecz także zostawia ślad na agregacji danych w przypadku badań pełnych lub na estymacji – i jej jakości – wybranych parametrów populacji w przypadku

badan reprezentacyjnych. Trzeba mieć to na względzie, gdy dane zabezpieczone wspomnianymi metodami udostępniane są do celów naukowych. Zarówno dla gestora, jak i dla użytkownika danych ważne jest, aby pomimo zastosowania metod niezakłóceńowych lub zakłóceńowych na mikro danych możliwe było uzyskanie agregatów lub ocen parametrów populacji (lub w bardziej szczegółowych przekrojach) tożsamy z tymi, które mogłyby zostać otrzymane na podstawie oryginalnych danych jednostkowych bądź niewiele się od nich różniących. Z jednej strony użytkownik danych chce jak najlepiej poznać badane zjawisko, z drugiej – gestor danych udostępniający określone informacje będzie kojarzony z każdymi wynikami opracowywanymi i publikowanymi przez osoby ze środowiska naukowego. Dlatego informacja o oczekiwanej stracie informacji na skutek zastosowania SDC i metodzie jej wyznaczenia powinna być łatwo dostępna dla użytkownika.

W artykule przedstawiono trzy najważniejsze grupy mierników straty informacji oraz ich mocne i słabe strony. Do tych pierwszych należy przede wszystkim – zwłaszcza w przypadku miar zakłócenia rozkładu – możliwość dostosowania częściowego sposobu pomiaru straty do skali pomiarowej, na której wyrażona jest zmienna. Główną niedogodnością łączącą wszystkie te miary jest problem normalizacji, która zapewniłaby przejrzystą interpretację uzyskanych ocen. Znane z literatury podejścia nie dają wyników należących do przedziału $[0, 1]$, a wykorzystywanie w tym celu ilorazu danego odchylenia i statystyki opisowej odchyień (np. sumy albo wartości maksymalnej) prowadzi do niewrażliwości lub znikomej wrażliwości na zmiany największych odchyień. Dlatego w pracy zaproponowano alternatywne rozwiązania, oparte na ograniczonej funkcji cyklometrycznej, jaką jest arcus tangens. W znacznej mierze redukują one wyżej wskazane ułomności. Ponadto można przypuszczać, że wrażliwość funkcji cyklometrycznej na zmiany odchyień będzie zachowana również w większej skali. Do słabszych stron tego podejścia należy – zrozumiałe w przypadku funkcji ograniczonych na prostej rzeczywistej – znaczne zbliżenie do granicy dla dostatecznie dużych argumentów, co w rozpatrywanych realiach może prowadzić do pewnego przeszacowania straty informacji. Receptą na to mogłoby być np. odpowiednie przeskalowanie funkcji arcus tangens, czyli przyjęcie jako odległości między odpowiednimi wartościami przed i po SDC (y i y^*) wartości $\arctg(c|y - y^*|)$, gdzie $c \in (0, 1)$ jest pewną stałą „przesuwającą” znormalizowane wartości do obszaru, gdzie będą mogły być potencjalnie bardziej zróżnicowane. Wyzwaniem badawczym jest tu jednak takie wskazanie tej stałej c , aby z jednej strony nie dawało ono użytkownikom danych powodu do posądzeń o manipulację, a z drugiej – by oryginalne zróżnicowanie dystansów zostało w jak największym stopniu zachowane. Oprócz tego funkcja arcus tangens jest bardzo zależna od poziomu zróżnicowania poszczególnych zmiennych, dlatego wskazane byłoby najpierw znormalizowanie ich w jednolity sposób.

W przypadku oceny wpływu SDC na siłę związku zaproponowano metodę opartą na diagonalnych elementach odwróconej macierzy korelacji. Umożliwia ona traktowanie zbioru danych jak nierozzerwanej całości i uwzględnienie również takich związków, które nie zawsze dadzą się formalnie wyrazić. To jest niewątpliwie jej duża zaleta. Natomiast za wadę można uznać nie zawsze łatwą praktyczną interpretację owych elementów diagonalnych, mimo że finalny wskaźnik daje czytelną informację.

Warto w tym miejscu wspomnieć jeszcze o wpływie na jakość estymacji straty informacji spowodowanej SDC. Skutkiem zastosowania metod niezakłóceńowych (czyli prowadzących albo do ukrycia danych, albo zachowania ich w oryginalnej postaci) do danych jednostkowych może być zmniejszenie szczegółowości (np. poprzez zastąpienie dokładnych wartości zmiennej przedziałami, w jakich one się mieszczą, przejście na słabszą skalę pomiarową czy łączenie kategorii zmiennej) będzie zmniejszenie szczegółowości możliwych do uzyskania agregatów, jak również węższy zakres estymacji punktowej bądź przedziałowej określonych parametrów. Strata informacji na estymacji dla całej populacji będzie wówczas zależeć także od sposobu ustalenia stosownych wag uogólniających lub – w przypadku badania reprezentacyjnego – metody odpowiedniego skalibrowania wag z losowania albo narzędzi imputacyjnych. Z kolei metody zakłóceńowe (gdy wrażliwe wartości zostają jedynie odpowiednio zniekształcone) mają w założeniu pozwalać na uzyskanie agregatów bądź szacunków parametrów populacji niewiele różniących się od estymat bazujących na danych oryginalnych. Jednak w bardziej szczegółowych przekrojach ta bliskość może nie być zachowana, a zapotrzebowanie dotyczy właśnie coraz bardziej szczegółowych informacji statystycznych. Warto też, aby użytkownik – w takim zakresie, w jakim nie stwarza to ryzyka ujawnienia danych wrażliwych – był poinformowany o parametrach zastosowanych metod zakłóceńowych (np. rozkładu, z którego losowane są liczby dodawane do wielkości oryginalnych, tworzące szum). Oczywiście istnieje ryzyko, że nie każdy użytkownik właściwie zrozumie istotę procedur SDC i może oskarżać statystykę o manipulowanie danymi. Zagrożenie mylną interpretacją lub nadinterpretacją określonych informacji można zminimalizować, formułując przekazywany użytkownikowi komunikat w możliwie najbardziej zrozumiały, zwiezły i nieskomplikowany sposób.

Bez względu na zastosowaną metodę kontroli ujawniania mikrodanych konieczne jest każdorazowe dokładne zbadanie jej wpływu na jakość estymacji – na precyzję estymatora, jego obciążenie oraz dokładność. Dla przykładu w książce Biemera i współpracowników (2017) opisano wpływ metod ograniczających ryzyko ujawnienia – m.in. dodawania szumu oraz wymiany rang – na całkowity błąd estymacji. Niemniej kwestia wypracowania efektywnych i w miarę uniwersalnych metod oceny wpływu straty informacji spowodowanej przeprowadzeniem SDC na jakość estyma-

cji danych populacyjnych, w tym zachowania ich określonych własności w szerszej skali, wymaga dalszych pogłębionych studiów i analiz.

Podziękowania

Autor dziękuje Karolinie Warno z Departamentu Programowania i Koordynacji Badań Głównego Urzędu Statystycznego oraz dr. Janowi Kubackiemu z Ośrodka Statystyki Matematycznej Urzędu Statystycznego w Łodzi za cenne sugestie i opinie, które istotnie przyczyniły się do podniesienia jakości tej pracy.

Bibliografia

- Antal, L. (2016). *Statistical Disclosure Control for Frequency Tables* [Rozprawa doktorska, University of Manchester]. Pobrane z: https://www.research.manchester.ac.uk/portal/files/54587025/FULL_TEXT.PDF.
- Biemer, P. P., de Leeuw, E., Eckman, S., Edwards, B., Kreuter, F., Lyberg, L. E., Tucker, N. C., West, B. T. (2017). *Total Survey Error in Practice*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Box, G. E., Cox, D. R. (1964). An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, (26), 211–252.
- Domingo-Ferrer, J., Mateo-Sanz, J. M., Torra, V. (2001). *Comparing SDC methods for microdata on the basis of information loss and disclosure risk*. Pre-proceedings of ETK-NTTS (Exchange of Technology and Know-how – New Techniques and Technologies for Statistics), (2), 807–826. Pobrane z: <http://neon.vb.cbs.nl/casc/NTTSJosep.pdf>.
- Hundepool, A., Domingo-Ferrer, J., Franconi, L., Giessing, S., Nordholt, E. S., Spicer, K., de Wolf, P.-P. (2012). *Statistical Disclosure Control*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Mateo-Sanz, J. M., Domingo-Ferrer, J. (1998). A Comparative Study of Microaggregation Methods. *Qüestió*, 22(3), 511–526. Pobrane z: <https://upcommons.upc.edu/bitstream/handle/2099/4090/article.pdf>.
- Młodak, A. (2019). Wykorzystanie miernika kompleksowego w ocenie straty informacji na skutek kontroli ujawniania mikrodanych. *Przegląd Statystyczny*, 66(1), 7–26.
- Shlomo, N., Young, C. (2006). *Information loss measures for frequency tables*. Monographs of official statistics, Work session on statistical data confidentiality, Geneva, 9–11 November 2005 (s. 277–289). Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

Skuteczność systemów emerytalnych w krajach postradzieckich

Dawid Banaś^a

Streszczenie. Skuteczność systemu emerytalnego informuje o realizacji jego podstawowego przeznaczenia, jakim jest zapewnienie dochodu osobom w wieku poprodukcyjnym. Organizacje międzynarodowe zalecają zagwarantowanie minimalnego poziomu emerytury, który określa się przy użyciu stopy zastąpienia, co ułatwia analizy komparatywne. Celem badania przedstawionego w artykule jest określenie skuteczności systemów emerytalnych w krajach postradzieckich za pomocą stopy zastąpienia i współczynnika obciążenia systemu emerytalnego. W badaniu uwzględniono 14 krajów powstałych po upadku Związku Radzieckiego (pominięto Turkmenistan). Na podstawie uzyskanych wyników uszeregowano analizowane systemy emerytalne pod względem badanych cech. Analiza dotyczyła lat 2007–2017, a dane pochodziły z publikacji instytucji statystycznych poszczególnych krajów. Wykorzystano miary statystyki opisowej, analizę wskaźników oraz korelację rang Spearmana.

Z badania wynika, że najwyższa skuteczność systemu emerytalnego mierzonego stopą zastąpienia cechowała Białoruś, Estonię, Litwę i Łotwę, najniższą zaś – Gruzję, Armenię i Tadżykistan. Z kolei wysokimi wartościami współczynnika obciążenia systemu emerytalnego charakteryzowały się Uzbekistan, Kirgistan i Azerbejdżan, a najniższymi – Ukraina, Estonia i Litwa. Istotna korelacja pomiędzy stopą zastąpienia a współczynnikiem obciążenia systemu emerytalnego istnieje w zaledwie trzech analizowanych krajach: Azerbejdżanie, Estonii i Mołdawii.

Słowa kluczowe: system emerytalny, kraje postradzieckie, stopa zastąpienia, współczynnik obciążenia systemu emerytalnego

JEL: H55, H75, C49, O57, P52

The effectiveness of pension systems in post-Soviet countries

Abstract. The effectiveness of a pension system depends on whether it fulfills its basic purpose, which is to provide retired people with income. International organisations recommend ensuring a minimum level of a pension, possible to determine by means of a replacement rate, which facilitates comparative analyses. The aim of the research presented in the article is to determine the effectiveness of pension systems in post-Soviet countries using the replacement rate and the dependency ratio of the pension system. The study examined 14 countries created after the collapse of the Soviet Union (excluding Turkmenistan). On the basis of the results, the analysed pension systems were ranked according to the examined features. The analysis covers the years 2007–2017 for which data were obtained from publications of the statistical institutions of each individual country. Descriptive statistics measures, indicator analysis and Spearman rank correlation were applied.

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Katedra Badań Rynku i Usług.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8568-3861>.

The research indicates that Belarus, Estonia, Lithuania and Latvia have obtained the highest effectiveness of the pension system measured by the replacement rate, while the lowest effectiveness was observed in Georgia, Armenia and Tajikistan. On the other hand, Uzbekistan, Kyrgyzstan and Azerbaijan had high values of the dependency ratio, while the lowest were noted in Ukraine, Estonia and Lithuania. A significant correlation between the replacement rate and the dependency ratio of the pension system occurred in only three of the analysed countries, namely Azerbaijan, Estonia and Moldova.

Keywords: pension system, post-Soviet countries, replacement rate, dependency ratio of the pension system

1. Wprowadzenie

Systemy emerytalne funkcjonują w większości krajów na świecie. Ich celem jest przede wszystkim ochrona przed ubóstwem, a także rozłożenie konsumpcji w cyklu trwania życia (Barr i Diamond, 2010). Ze względu na problemy ze stabilnością finansową i wypłacalnością systemów emerytalnych wprowadza się reformy służące ich dostosowaniu do aktualnych warunków, m.in. demograficznych¹.

Do rozpadu Związku Socjalistycznych Republik Radzieckich (ZSRR) we wszystkich republikach obowiązywał jednolity system emerytalny. Po rozpadzie, wraz z procesem transformacji, w poszczególnych krajach następowały reformy systemów emerytalnych. W dużej mierze opierały się one na zaleceniach organizacji międzynarodowych, m.in. Banku Światowego. Należy zaznaczyć, że zmiany demograficzne, tj. spadek liczby urodzeń, zwiększanie się długości życia, a także migracje zarobkowe, negatywnie wpływają na funkcjonowanie systemów emerytalnych.

Takie działania, jak wprowadzenie systemów wielofilarowych, a także zmiany formuł obliczeniowych świadczeń były nastawione na rozbudzenie większej zapobiegliwości oraz samodzielności ludzi aktywnych zawodowo, jednak większość obywateli krajów postradzieckich nie rozumiała tych procesów. System socjalistyczny nie wspierał polegania na sobie ani indywidualności, wręcz odwrotnie – afirmował opiekuńczość ze strony państwa oraz kształtował postawę roszczeniową. Wskutek tego wiele osób, które obecnie kończą aktywność zawodową, żyje w przeświadczeniu, że odprowadzane przez nie składki w zupełności wystarczą na emeryturę, która pozwoli im utrzymać odpowiedni poziom życia. Media w krajach postradzieckich ostrzegają przed niskimi emeryturami, ale mało kto zdaje sobie sprawę z tego problemu bądź jest już za późno na wprowadzenie zmian, które istotnie wpłynęłyby na sytuację finansową ludzi w okresie emerytalnym. W związku z tym przeprowadza się analizy funkcjonowania systemów emerytalnych, aby zapobiec ubóstwu osób starszych.

¹ Należy mieć na uwadze, że reformy emerytalne są procesami długoletnimi, zwłaszcza te zwiększające ustawowy wiek uprawniający do pobierania świadczenia. Zazwyczaj nie obejmują one całej populacji.

Celem badania przedstawionego w artykule jest określenie skuteczności systemów emerytalnych w krajach postradzieckich za pomocą stopy zastąpienia i współczynnika obciążenia systemu emerytalnego. Wybór tych mierników był zdeterminowany dostępnością danych², które zostały przedstawione w publikacjach instytucji statystycznych poszczególnych krajów oraz umożliwiały przeprowadzenie analizy komparatywnej. W badaniu uwzględniono 14 krajów powstałych po upadku ZSRR (ze względu na brak dostępu do danych pominięto Turkmenistan).

2. Skuteczność systemów emerytalnych – aspekt teoretyczny

Ocena działań, zwłaszcza w polityce społecznej, zazwyczaj wymaga ustalenia ich skuteczności oraz efektywności. Kawiński (2011) zwraca uwagę, że kryterium skuteczności jest pierwotne wobec kryterium efektywności. W związku z tym jednym z pierwszych etapów analizy powinno być określenie stopnia skuteczności systemu emerytalnego. Taka ocena może się przyczynić do racjonalizacji polityki społecznej i właściwszego lokowania środków budżetu państwa.

Skuteczny – według *Słownika języka polskiego* – to taki, który daje pożądane wyniki i którego działalność przynosi efekty³. Z kolei Drucker (1993) definiuje skuteczność jako robienie właściwych rzeczy. Z punktu widzenia prakseologii skuteczne działanie to takie, które prowadzi do zamierzonego skutku, jakim jest obrany cel (Kotarbiński, 2000). Do podobnych wniosków dochodzą Paramonova i Paramonov (2005), którzy uznają skuteczność za stopień realizacji założonych celów. W literaturze zwraca się uwagę na to, że skuteczność charakteryzuje się stopniowością (Kieżun, 1998; Kotarbiński, 2000; Zieleniewski, 1982). Cecha ta pozwala wykazać, jak daleko od celu znajduje się badany obiekt, a także umożliwia porównywanie jednostek, które mają ten sam cel. Można ją również wykorzystać jako punkt odniesienia w badaniach cyklicznych, aby zweryfikować, czy dzięki podejmowanym działaniom występuje progres czy regres.

Oceniając skuteczność w polityce społecznej, należy uwzględnić zarówno cel główny, jak i cele pomocnicze. W przypadku systemów emerytalnych najważniejszy jest cel dochodowy, czyli zapewnienie dochodu osobom starszym. Góra (2003) sugeruje, aby ostrożnie formułować cele dodatkowe, tak aby nie przysłoniły zasadniczego kierunku. Gdy przybliżamy się do celu, można mówić o skuteczności dodatniej, natomiast gdy się od niego oddalamy – o skuteczności ujemnej. Jeżeli działania nie wpłynęły na sytuację względem celu, można określić je mianem nieskutecznych. W sytuacji gdy poszerzymy zakres analizy i dołączymy do niej efekty spowodowane

² Materiał badawczy nie jest ogólnodostępny, inaczej niż w przypadku chociażby krajów należących do OECD.

³ <https://sjp.pwn.pl/szukaj/skuteczny.html> (dostęp: 15.05.2019).

przez skutki uboczne (mogą mieć one postać celów, ale nie są bezpośrednio powiązane z celem głównym⁴), możemy mówić o dodatkowej korzyści bądź stracie. Jeżeli one nie nastąpiły, mówimy o skuteczności, nieskuteczności bądź przeciwskuteczności prostej. Najkorzystniejsze jest osiągnięcie skuteczności i korzyści, tj. skuteczności dodatniej i pozytywnych skutków ubocznych (zestawienie), natomiast najgorsza jest sytuacja, w której występuje przeciwskuteczność wraz ze stratą. Pozostałe skutki, jakie mogą wynikać z działań, będą przyczyniać się do poprawy bądź pogorszenia skuteczności przede wszystkim w zależności od uzyskanego wyniku względem przyjętego celu głównego.

Zestawienie oceny skuteczności polityki społecznej

Wynik w zakresie celu głównego	Wynik w zakresie skutków ubocznych		
	brak	skutki pozytywne	skutki negatywne
Skuteczność dodatnia	skuteczność prosta	skuteczność plus korzyść	skuteczność plus strata
Nieskuteczność	nieskuteczność prosta	nieskuteczność plus korzyść	nieskuteczność plus strata
Skuteczność ujemna	przeciwskuteczność prosta	przeciwskuteczność plus korzyść	przeciwskuteczność plus strata

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Hesse, Hood i Peters (2003), za: Demmke i Moilanen (2011, s. 18–19).

W celu poprawy skuteczności systemów emerytalnych państwo może wprowadzić przymus ubezpieczeniowy, co jest częstą praktyką. Polega to na odgórnym przypisaniu jednostek do uczestnictwa w ubezpieczeniach społecznych, w tym także w systemie emerytalnym. Jest to ważne działanie, ponieważ oszczędzanie na emeryturę to proces wieloletni, który charakteryzuje się najdłuższym okresem akumulacji, zazwyczaj trwającym 30–50 lat (Olejnik, 2016). Jeżeli w jego trakcie jednostka podejmie złe decyzje, to rzadko ma możliwość odwrócenia ich skutków, dlatego istotne jest zapewnienie chociażby minimalnej ochrony ze strony państwa.

Uzasadnieniem wprowadzenia przymusu ubezpieczeniowego, aby ochronić obywateli przed ubóstwem po zakończeniu aktywności zawodowej, jest powszechne zjawisko prokrastynacji, czyli odkładania działań. Mimo że emerytura coraz częściej postrzegana jest jako konsumpcja przesunięta w czasie (ujęcie mikroekonomiczne), to wiele osób nie jest wystarczająco zmotywowanych do oszczędzania na zabezpieczenie swojej przyszłości (Barr, 1993; Góra, 2003). Dotyczy to zwłaszcza osób młodych, które uważają, że mają jeszcze czas na rozpoczęcie długoterminowego oszczędzania bądź mają pilniejsze wydatki (uzasadniają to m.in. kosztem wychowywania

⁴ Przykładowo zgodnie z zamierzeniem zmniejszono poziom ubóstwa wśród emerytów, a dodatkowo udało się zmniejszyć poziom bezrobocia (skuteczność plus korzyść).

dzieci⁵). Częstym argumentem jest także przekonanie, że zarabiają za mało, aby oszczędzać na emeryturę. Jednak zdaniem ekspertów wszyscy, którzy zarabiają powyżej poziomu ubóstwa, powinni systematycznie przeznaczać część swojego wynagrodzenia na zabezpieczenie okresu starości⁶. Warto zwrócić uwagę, że problemy te dotyczą zdecydowanej większości państw na świecie, nie tylko krajów post-radzieckich. Co więcej, Kawiński (2011) wskazuje, że skuteczność przymusu ubezpieczeniowego jest większa, kiedy jest on realizowany i obsługiwany przez organy administracji państwowej, a nie przez podmioty prywatne.

Należy mieć na uwadze, że przymus ubezpieczeniowy może niekorzystnie wpływać na podejście jednostek do finansowego zabezpieczenia okresu starości. Wynika to z przeświadczenia, że odprowadzając składki w trakcie aktywności zawodowej, można uzbierać odpowiedni kapitał i w związku z tym to państwo powinno się zatroszczyć o emeryturę⁷. Często osoby, które przyjmują taką postawę, nie biorą pod uwagę, że zwiększa się długość trwania życia, w tym także trwania w dobrym zdrowiu, ani że może dojść do sytuacji, w której zabraknie im środków do życia⁸. Powszechnie przyjmuje się bowiem, że emerytura jest świadczeniem wypłacanym dożywotnio.

Skuteczność ochrony ubezpieczeniowej można ocenić na podstawie dwóch wskaźników (Kawiński, 2011): powszechności, która wskazuje, kto jest objęty ochroną, i adekwatności, która określa, w jaki sposób jest mierzona oraz rekompensowana strata. W przypadku obowiązkowych systemów emerytalnych uczestniczą w nich prawie wszyscy obywatele⁹. Należy pamiętać, że uczestnikami systemów emerytalnych są zarówno osoby płacące składki, jak i beneficjenci świadczeń. Chociaż najczęściej składki na zabezpieczenie społeczne są płacone przez osoby zatrudnione na umowę o pracę¹⁰, to obowiązek odprowadzania składek często nakładany jest także na samozatrudnionych, którzy prowadzą działalność gospodarczą bądź rolniczą. Może on przybierać formę kwotową lub procentu od osiąganego dochodu¹¹.

⁵ Z badań jakościowych przeprowadzonych przez Olejnik (2016) wynika, że respondenci gromadziliby środki na zabezpieczenie okresu starości, gdyby nie wydatki przeznaczone na wychowywanie dzieci.

⁶ Wykorzystując mechanizm procentu składanego w okresie aktywności zawodowej, który zazwyczaj trwa co najmniej 30 lat, można zaoszczędzić kapitał, który będzie stanowił swoistą ochronę przed niskimi świadczeniami finansowanymi z budżetu państwa.

⁷ Widać to szczególnie w krajach postkomunistycznych, w których można było skorzystać ze znacznych dodatków socjalnych.

⁸ Szumlicz (2005) wskazuje, że jest to ryzyko towarzyszące starości.

⁹ Rolnicy, służby mundurowe, a także pracownicy wymiaru sprawiedliwości często mają odrębne systemy emerytalne.

¹⁰ Bielawska (2018) zwraca uwagę, że ma to podłoże historyczne.

¹¹ Przykładowo w 2019 r. osoba samozatrudniona na Litwie musiała odprowadzić składki w wysokości 25,3% dochodu, a w Kazachstanie było to 10%. Z kolei w Mołdawii ustalono roczny ryczałt, który wynosił 6372 leje ($\approx$ 310,74 euro). W Kirgistanie rolnicy odprowadzili składki w zależności od posiadanego areалу – w przypadku pola do 2 ha uiszczali opłatę w wysokości 0,5% średniego wynagrodzenia, posiadacze ziemi o powierzchni 2–10 ha płacili 1% średniego wynagrodzenia, a właściciele ponad 10 ha – 2% średniego wynagrodzenia.

Jeśli chodzi o rekompensowanie straty, to w przypadku systemu emerytalnego właśnie emerytura ma zastąpić dochód, który został utracony z powodu zakończenia aktywności zawodowej przez osobę starszą. W celu określenia poziomu rekompensaty często stosuje się stopę zastąpienia. Pozwala ona określić poziom świadczenia emerytalnego w odniesieniu do wynagrodzenia.

W literaturze wyróżnia się trzy rodzaje stopy zastąpienia (OECD, 2005, s. 43–45):

- indywidualna (ang. *individual replacement rate*) – pierwsza otrzymana emerytura i ostatnie wynagrodzenie z tytułu pracy (badanej jednostki);
- względna (ang. *relative pension level*) – pierwsza otrzymana emerytura w relacji do średniego wynagrodzenia;
- ogólna (ang. *average replacement rate*) (najczęściej stosowana) – stosunek przeciętnej emerytury do przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce.

Zaletą zastosowania stopy zastąpienia jest intuicyjność w interpretacji, a także możliwość dokonywania analiz porównawczych różnych systemów emerytalnych. Warto mieć na uwadze, że jest ona wymieniana w międzynarodowych aktach prawnych zazwyczaj jako punkt odniesienia ukazujący, jakie normy powinien spełniać system emerytalny, aby zapewnić osobom starszym warunki chroniące przed ubóstwem. Międzynarodowa Organizacja Pracy (MOP) zaleciła w Konwencji nr 102 z 1952 r., aby minimalny poziom tego wskaźnika wynosił 40% (MOP, 1952). Od czasu wydania tego dokumentu MOP zwiększyła jego wysokość. W Zaleceniu nr 131 wynosi on 55% (MOP, 1967). Bank Światowy w jednym z raportów o sytuacji systemów emerytalnych rekomendował, aby stopa zastąpienia była na poziomie 75% (World Bank, 1994). Z kolei w Zrewidowanym europejskim kodeksie zabezpieczenia społecznego możemy znaleźć rozróżnienie ze względu na stan cywilny emeryta¹². Wysoka stopa zastąpienia świadczy o poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego, a także skuteczności prowadzonej polityki.

Wielu badaczy podkreśla, że emerytura nie musi, a wręcz nie powinna być na poziomie wynagrodzenia uzyskiwanego w okresie przebywania na rynku pracy. Zwraca się uwagę, że osoby starsze, które zakończyły aktywność zawodową, mają mniejsze wydatki. Nie muszą ponosić kosztów dojazdów do pracy, a także przeznaczają mniejsze środki finansowe na rodzinę. Dodatkowo mogą korzystać z wielu ulg oferowanych im w różnorodnych instytucjach i organizacjach (Bielawska, 2016; Leľchuk, 2014). Nieco odmienne zdanie mają Paramonova i Paramonov (2005), którzy uważają, że emerytury nie służą tylko temu, aby chronić osoby starsze przed ubóstwem. Zdaniem autorów powinny one pozwolić emerytom żyć na godnym poziomie, a także uczestniczyć w życiu społecznym i kulturalnym.

¹² Osobie samotnej powinno przysługiwać świadczenie, które jest co najmniej połową wynagrodzenia uzyskiwanego w trakcie aktywności zawodowej.

Mimo uwzględniania stopy zastąpienia w międzynarodowych aktach prawnych jest ona krytykowana przez badaczy. Według Bukowskiej, Kuli i Morawskiego (2011) słabością takiego podejścia jest odzwierciedlenie wyłącznie udziału dóbr i usług rynkowych, gdyż nie uwzględnia ono wartości, które są uzyskiwane nieodpłatnie. Biggs i Springstead (2008) wykazali, że stopa zastąpienia może przyjmować różne wartości w zależności od przyjętych miar dochodów, tj. emerytura brutto bądź netto w odniesieniu do dochodów. Ich zdaniem może to powodować wiele nieścisłości w porównaniach międzynarodowych. Chybalski i Marcinkiewicz (2016) proponują używanie wskaźników syntetycznych.

Wśród innych sposobów oszacowania poziomu skuteczności systemów emerytalnych można wyszczególnić podejście dochodowe. Jego głównym celem jest wykazanie, czy osoby starsze cierpią ubóstwo bądź jak kształtują się ich dochody. W literaturze można także znaleźć podejście konsumpcyjne, które pozwala wykazać, czy uzyskiwane świadczenie umożliwia odpowiedni poziom konsumpcji. W tym celu stosuje się chociażby wskaźnik pogłębionej deprywacji materialnej (ang. *severely materially deprived people*)¹³.

3. Uwarunkowania skuteczności systemów emerytalnych

Na skuteczność systemów emerytalnych wpływa wiele czynników, m.in. aspekty demograficzne, ekonomiczne i dotyczące rynku pracy. Warto zwrócić uwagę na czynniki demograficzne, wpływające w długiej perspektywie na kondycję finansową systemów emerytalnych. Głównym problemem, który obecnie można zaobserwować, jest starzenie się ludności. Żukowski (2004) zauważa, że proces ten następuje dwukierunkowo – od dołu i od góry.

Starzenie od dołu polega na zmniejszaniu się wartości wskaźnika urodzeń¹⁴. Proces ten obserwuje się już od połowy lat 70. XX w.; powstały wtedy pierwsze ekonomiczne teorie dotyczące rozrodności i dzietności. Coraz mniejsza dzietność ma wpływ nie tylko na system emerytalny, lecz także na inne aspekty życia, np. rynek pracy. Dane Organizacji Narodów Zjednoczonych (United Nations, UN) za lata

¹³ Jednostka klasyfikowana jest jako biedna w sytuacji, kiedy nie może zapewnić sobie co najmniej czterech z następujących dóbr: opłacenia tygodniowego wyjazdu wszystkich członków gospodarstwa domowego na wypoczynek raz w roku; spożywania mięsa, ryb (lub wegetariańskiego odpowiednika) co drugi dzień; ogrzewania mieszkania odpowiednio do potrzeb; pokrycia niespodziewanego wydatku (w wysokości odpowiadającej miesięcznej wartości granicy ubóstwa relatywnego, przyjętej w danym kraju w roku poprzedzającym badanie); terminowego regulowania opłat związanych z mieszkaniem, ze spłatą rat i kredytów; posiadania kolorowego telewizora; posiadania samochodu; posiadania pralki; posiadania telefonu (GUS, 2019).

¹⁴ Problem ten można utożsamiać z koncepcją drugiego przejścia demograficznego, która została stworzona przez van de Kaa (1987).

2010–2015 pokazują, że zaledwie w sześciu krajach postradzieckich współczynnik dzietności był wyższy niż wskaźnik prostej zastępowalności pokoleń (są to: Azerbejdżan, Kazachstan, Kirgistan, Tadżykistan, Turkmenistan i Uzbekistan). W długoletniej perspektywie przewidywane jest znaczne pogorszenie tej sytuacji. Według prognozy do 2050 r. prosta zastępowalność pokoleń będzie występować jedynie w Kazachstanie, Kirgistanie i Tadżykistanie. Do 2100 r. w żadnym kraju postradzieckim nie będzie zachodziło zjawisko reprodukcji prostej (UN, 2015).

Starzenie się od góry polega na wzroście przeciętnej długości trwania życia¹⁵. Co raz częściej jest to życie w zdrowiu. W latach 2010–2015 tylko w 5 z 15 krajów postradzieckich średnia długość życia nie przekraczała 70 lat (w Kazachstanie, Rosji, Tadżykistanie, Turkmenistanie i Uzbekistanie). Do 2050 r. warunku tego nie będzie spełniać tylko Turkmenistan. Do 2100 r. w większości przypadków przewidywana średnia długość życia zwiększy się co najmniej do 80 lat, z wyjątkiem Turkmenistanu, Ukrainy i Uzbekistanu (UN, 2015).

Na skuteczność systemów emerytalnych wpływa także okres aktywności zawodowej. Badania przeprowadzone w Rosji wykazały, że znacznie się on obniżył. W przypadku mężczyzn czas przebywania na rynku pracy zmniejszył się w przybliżeniu o 11–13 lat, a w przypadku kobiet – o 10 lat (Maleva i Sinyavskaya, 2011). Zjawisko to obserwuje się na całym świecie. Decydują o tym przede wszystkim dwa czynniki. Pierwszym jest dłuższy okres nauki, który prowadzi do tego, że ludzie później wchodzi na rynek pracy. Chcą uzyskać wyższe kwalifikacje, które w przyszłości powinny przełożyć się na wyższe wynagrodzenie¹⁶. Drugi czynnik to możliwość wcześniejszego przejścia na emeryturę. Choć wiele krajów wycofuje się z tego rozwiązania bądź je ogranicza, to nadal można znaleźć przypadki, w których wcześniejsze zakończenie aktywności zawodowej jest możliwe¹⁷. Danilova i Kuvshinova (2017) zaznaczają, że proces starzenia się ludności, a także późniejsze uniezależnianie się młodych ludzi zmniejsza poziom funduszy emerytalnych i jednocześnie zwiększa obciążenia budżetu, a także pełnosprawnych obywateli, którzy są aktywni zawodowo. Wynika to z presji wywieranej na wypłacalność systemów emerytalnych. Aby była ona zachowana, na osoby odprowadzające składki nakładane są większe koszty utrzymania systemu.

¹⁵ Prawdopodobieństwo dożycia wieku emerytalnego jest obecnie bliższe 1 niż 0 (Szumlicz, 2005).

¹⁶ Według Mincera jednym z czynników determinujących rozkład dochodów ludności jest poziom wykształcenia. W związku z tym dłuższy okres przeznaczony na podnoszenie swoich kompetencji przełoży się w przyszłości na wyższe zarobki (Majchrowska i Roszkowska, 2013).

¹⁷ W krajach postradzieckich istnieje możliwość wcześniejszego zakończenia aktywności zawodowej, np. z powodu bycia ofiarą katastrofy atomowej w Czarnobylu, bycia rodzicem w rodzinie wielodzietnej (przede wszystkim chodzi o matki co najmniej pięciorga dzieci) czy wykonywania niebezpiecznego zawodu.

Wysokość otrzymywanej emerytury zależy także od płci, co w konsekwencji przekłada się na skuteczność systemu emerytalnego¹⁸. Duża niejednorodność grupy kobiet na rynku pracy wynika m.in. z korzystania z urlopów macierzyńskich i wychowawczych, które także wpływają na wysokość emerytury. Największą aktywnością zawodową wykazują się najmłodsze grupy wiekowe. Trzeba przy tym wziąć pod uwagę, że kobiety często decydują się na świadome macierzyństwo w momencie, kiedy mają ustabilizowaną sytuację zawodową, co opóźnia moment urodzenia pierwszego dziecka, a także ostatecznie przekłada się na liczbę potomstwa.

W celu poprawy skuteczności systemów emerytalnych wprowadza się reformy, tak aby lepiej dostosować te systemy do zmieniających się warunków ekonomicznych i demograficznych. W literaturze wyróżnia się przede wszystkim podział na reformy parametryczne i strukturalne¹⁹ (Bielawska, 2018). Pierwsze mają na celu zmianę parametrów wpływających na sposób obliczania świadczenia, np. podwyższenie wieku emerytalnego. Drugi rodzaj to reformy prowadzące do zmiany zasad finansowania systemu. Z taką reformą mamy także do czynienia wtedy, kiedy zmieniana jest formuła emerytalna, która pozwala obliczyć wysokość świadczenia. Jednak niezależnie od rodzaju każda reforma systemu emerytalnego jest trudna do zaakceptowania przez społeczeństwo, ponieważ zmienia zasady solidarności społecznej. Młodsze pokolenia mogą mieć poczucie niesprawiedliwości, ponieważ w celu uzyskania świadczenia muszą ponieść wyższe koszty niż pokolenia starsze.

Kotowska (2010) wskazuje, że m.in. podniesienie wieku emerytalnego i wprowadzenie ograniczeń w uprawnieniach do wcześniejszego zakończenia aktywności zawodowej spowodowały odwrócenie niekorzystnej tendencji, jaka wystąpiła w krajach postradzieckich w latach 90. XX w. Polegała ona na znacznym spadku aktywności ekonomicznej osób w wieku niemobilnym, tj. 55–64 lat. Odnosząc się do kwestii reform systemów emerytalnych w krajach postradzieckich, Żukowski (2006) zauważa, że w latach 90. nie były one traktowane priorytetowo. Nastąpiły dopiero z drugą falą reform, jednak – co ważne – były zauważalne, a ich efekty są widoczne obecnie.

W większości krajów postradzieckich przeprowadzono reformy systemów emerytalnych, których celem było odejście od systemu funkcjonującego w czasie ZSRR i wprowadzenie trzech filarów. Pierwszy filar funkcjonuje na zasadzie repartycyjnej, tzn. wpłacane składki przeznacza się na bieżące emerytury. W drugim filarze, okre-

¹⁸ Kwestię równości w systemie emerytalnym porusza m.in. Ratajczak (2019).

¹⁹ Inną typologię reform – klasyfikację trójstronną – zaproponował Hall (1993).

ślanym jako kapitałowy, składki są inwestowane²⁰. Trzeci filar jest dobrowolnym, dodatkowym zabezpieczeniem emerytalnym²¹. Na Białorusi i w Mołdawii obowiązują je jeden filar, jak w czasach ZSRR. Dodatkowo, aby zagwarantować obywatelom bezpieczeństwo socjalne, wprowadzane są tzw. filary zerowe, z których wypłaca się emerytury państwowe²². Należy mieć na uwadze, że w analizowanym okresie i później przeprowadzane były reformy systemów emerytalnych, np. zmiany systemu emerytalnego w Kirgistanie w 2008 r., Armenii w 2011 r., Tadżykistanie w 2013 r. oraz podwyższenie wieku emerytalnego w Rosji w 2018 r.

4. Metoda badania

Przedmiotem badania przedstawionego w artykule są systemy emerytalne w krajach postradzieckich (oprócz Turkmenistanu). Analiza obejmuje lata 2007–2017 i opiera się na danych z publikacji instytucji statystycznych omawianych krajów²³. W badaniu posłużono się podstawowymi miarami statystyki opisowej, a także analizy wskaźników, tj. stopą zastąpienia oraz współczynnikiem obciążenia systemowego (ang. *dependency ratio*). W celu sprawdzenia, czy oddziałują one na siebie, zastosowano korelację rang Spearmana.

Ogólna stopa zastąpienia jest podstawowym miernikiem określającym skuteczność systemów emerytalnych w krajach postradzieckich. Mimo że wzbudza ona wiele kontrowersji, o czym już wspomniano, wykorzystanie jej umożliwiło przeprowadzenie analizy porównawczej systemów emerytalnych w badanych krajach, a także pozwoliło uniknąć problemu konwersji wysokości świadczeń na jedną walutę (ryzyko kursowe). Wskaźnik został obliczony jako stosunek średniej emerytury do przeciętnego wynagrodzenia – wyższa wartość oznacza skuteczniejszy system emerytalny i jednocześnie wskazuje na mniejszą rozpiętość pomiędzy emeryturami

²⁰ Uczestnictwo w nim nie zawsze jest obligatoryjne, w dużej mierze zależy od roku urodzenia danej osoby. Przykładowo w Gruzji od 1 stycznia 2019 r. jest obowiązkowe dla osób, które miały wtedy mniej niż 40 lat. Również na Litwie obowiązuje automatyczny zapis. Na Łotwie jest on obligatoryjny dla osób urodzonych po 1 lipca 1971 r. Z kolei w Rosji od 2014 r., z powodu kryzysu finansowego, nie ma możliwości odprowadzania składek na drugi filar, całość funduszy trafia do pierwszego filara.

²¹ Tworzone są specjalne ulgi podatkowe, które mają na celu zachęcenie obywateli do dodatkowego oszczędzania na starość.

²² Przykładowo w Estonii są one wypłacane obywatelom, którzy przebywali na jej terenie co najmniej pięć lat, a nie mają możliwości otrzymania emerytury pracowniczej.

²³ Były to: Statistical Committee of the Republic of Armenia, The State Statistical Committee of the Republic of Azerbaijan, Natsional'nyj statisticheskij komitet Respubliki Belarus', Statistics Estonia, National Statistics Office of Georgia (Geostat), Ministerstvo natsional'noj ehkonomiki Respubliki Kazakhstan Komitet po statistike, Natsional'nyj statisticheskij komitet Kyrgyzskoj Respubliki, Statistics Lithuania – Oficialiosios statistikos portalas, Central Statistical Bureau of Latvia, National Bureau of Statistics of the Republic of Moldova, Federal'naya sluzhba gosudarstvennoj statistiki (Rosstat), Agency on statistics under President of the Republic of Tajikistan (TAJSTAT), State Statistics Service of Ukraine, State Committee of the Republic of Uzbekistan on Statistics.

a dochodami uzyskiwanymi przez osoby aktywne zawodowo. Uzbekistan nie został uwzględniony w ocenie stopy zastąpienia z powodu znacznych braków danych, które utrudniałyby interpretację uzyskanych wyników i zniekształcałyby analizę.

W dalszej kolejności ustalono wskaźnik obciążenia systemowego, czyli relację liczby emerytów do liczby osób aktywnych zawodowo. Wyższy wynik oznacza większą liczbę płatników składek z tytułu zabezpieczenia społecznego przypadającą na beneficjentów systemu emerytalnego. Jest to korzystna sytuacja z punktu widzenia demograficznego, gdyż system emerytalny w tradycyjnym ujęciu można traktować jak swoistą piramidę finansową – tylko duża liczba nowych członków pozwala na wypłaty emerytur²⁴. Dodatkowo wybór tego wskaźnika uzasadniony jest tym, że to właśnie osoby w wieku produkcyjnym przyczyniają się do rozwoju gospodarczego. Jego efekty, np. wzrost PKB, są dzielone także na zaspokojenie popytu zgłaszanego przez odbiorców świadczeń społecznych²⁵. Wykorzystanie wskaźnika obciążenia systemowego pozwoliło określić, jak zmienia się sytuacja demograficzna w krajach postradzieckich, która przekłada się na finansowanie funkcjonujących w nich systemów emerytalnych. Według Kuzińskiej (2011), biorąc pod uwagę pulę środków przeznaczonych na świadczenia, najważniejsze jest, by jak najwięcej osób pracowało i wytwarzało jak najwyższy dochód, który zostanie rozdzielony, co można zobrazować równaniem

$$\frac{\text{liczba pracowników}}{\text{liczba emerytów}} = \frac{\text{przeciętna roczna emerytura}}{\text{przeciętne nieskonsumowane roczne wynagrodzenie}}.$$

Na etapie własnych analiz przedstawiono wyniki korelacji pomiędzy dwoma wskaźnikami. Ze względu na to, że próby są niewielkie (maksymalnie 11 obserwacji dla każdego kraju, dane z okresu 2007–2017), zdecydowano się wykorzystać korelację rang Spearmana.

5. Wyniki badania

W latach 1956–1989 przeciętne emerytury stanowiły 40–60% średniego wynagrodzenia (Paramonova i Paramonov, 2005). W latach 2007–2017 wzrost stopy zastąpienia nastąpił w 8 z 13 analizowanych krajów (tabl. 1), były to: Armenia, Azer-

²⁴ Międzynarodowa Organizacja Pracy stwierdziła, że w białoruskim systemie emerytalnym na jednego emeryta powinno przypadać co najmniej trzech pracowników (Mazuruk, 2013).

²⁵ Podejście opierające się na założeniu, że system emerytalny jest podziałem wytworzonego PKB, określa się w literaturze mianem makroekonomicznego ujęcia systemu emerytalnego (Góra, 2003).

bejdżan, Gruzja, Kazachstan, Kirgistan, Litwa, Łotwa i Rosja. Natomiast spadek wskaźnika odnotowano w pięciu krajach: na Białorusi, w Estonii, Mołdawii, Tadżykistanie i na Ukrainie. Najmniejszą wartością na początku analizowanego okresu, tj. w 2007 r., charakteryzowała się Gruzja (11,2%). Najwyższy poziom odnotowano w Estonii (47,0%) i na Białorusi (46,9%). Do 2017 r. najniższy poziom tego wskaźnika wzrósł do 16,1%, co należy ocenić pozytywnie.

W analizowanych krajach najwyższa wartość stopy zastąpienia zmniejszyła się w badanym okresie o 0,8 p.proc., z 47,0% do 46,2%. Warto zwrócić uwagę, że w latach 2009–2013 wartość najwyższej stopy zastąpienia wynosiła co najmniej 50% – w przypadku Estonii. Litwa dwa razy spełniła ten warunek (w latach 2010 i 2011), a Łotwa i Białoruś – raz (odpowiednio w latach 2011 i 2012).

W ciągu 10 lat objętych analizą największy wzrost stopy zastąpienia – ponad 17 p.proc. – odnotowano w Azerbejdżanie, natomiast najmniejszy – na Litwie, zaledwie 3 p.proc. Spadki wartości wskaźnika były niewielkie. W latach 2007–2017 zmniejszenie stopy zastąpienia o co najmniej 2 p.proc. – tylko w trzech krajach – w Estonii (o 2,0 p.proc.), w Tadżykistanie (o 2,3 p.proc.) i na Ukrainie (o 2,6 p.proc.).

Odnosząc się do rezolucji międzynarodowych, w których mowa jest o stopie zastąpienia, warto zwrócić uwagę, że przez cały analizowany okres Zalecenie nr 102 MOP (stopa zastąpienia na poziomie min. 40%) spełniały zaledwie trzy kraje – Białoruś, Estonia i Litwa. Łotwa warunek ten spełniała od 2010 r., a Ukraina w latach 2008–2014. Jedynym analizowanym azjatyckim krajem, któremu udało się osiągnąć ten poziom, był Kirgistan (w latach 2010 i 2011)²⁶. Jeśli chodzi zaś o Zalecenie nr 131 MOP (zwiększenie stopy zastąpienia do co najmniej 55%), to tylko Estonia i Litwa spełniły ten warunek – w 2010 r.

W przypadku krajów bałtyckich można przypuszczać, że wysokie wartości stopy zastąpienia mają związek z przynależnością do Unii Europejskiej (UE)²⁷. Prawdopodobnym uzasadnieniem mogą być działania określone jako metoda otwartej koordynacji²⁸. Z kolei dobre wyniki Białorusi są najprawdopodobniej efektem sposobu obliczania świadczenia emerytalnego²⁹.

²⁶ W przypadku zaokrąglenia do liczb całkowitych również 2012 i 2013 można uznać za okres zrealizowania Zalecenia nr 102 MOP.

²⁷ Dla porównania średnia dla UE-27 w latach 2008 i 2009 wynosiła odpowiednio 0,49 i 0,51, a dla UE-28 w okresie 2010–2017 było to: 0,52, 0,53, 0,54, 0,56, 0,56, 0,57, 0,58 i 0,58 (Eurostat, <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tespm100/default/table?lang=en>).

²⁸ Jest to dobrowolny proces współpracy mający na celu zwiększenie integracji krajów członkowskich UE. Zob. Haar (2008), Trubek i Trubek (2005).

²⁹ Artykuł 23 ustawy o zabezpieczeniu emerytalnym (Zakon Respubliki Belarus' 17 aprelya 1992 g. N 1596-XII O pensionnom obespechenii) stanowi, że emerytura wynosi 55% przeciętnego wynagrodzenia uzyskiwanego przez daną osobę, jednak kwota ta nie może być niższa niż emerytura minimalna.

Tabl. 1. Stopa zastąpienia w krajach postradzieckich

Kraje	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
	w %										
Armenia	17,2	24,5	25,5	26,4	25,0	26,2	19,9	22,6	23,6	23,2	22,9
Azerbejdżan	19,1	22,9	32,2	30,3	31,0	36,4	35,8	38,4	37,1	35,5	36,4
Białoruś	46,9	44,0	43,0	47,3	48,8	50,4	47,1	43,4	41,8	45,3	46,2
Estonia	47,0	45,0	52,0	55,0	54,0	50,0	50,0	47,0	43,0	45,0	45,0
Gruzja	11,2	11,8	13,4	13,9	13,7	13,5	16,1	18,5	16,6	16,9	16,1
Kazachstan	20,3	22,1	25,4	27,4	30,4	29,3	29,2	29,8	30,9	29,7	33,7
Kirgistan	.	27,1	34,6	40,1	40,1	39,8	39,7	37,9	36,9	35,3	35,3
Litwa	40,0	43,0	48,0	58,0	52,0	45,0	48,0	45,0	46,0	45,0	43,0
Łotwa	38,0	30,0	34,0	47,0	53,0	49,0	47,0	44,0	42,0	42,0	43,0
Mołdawia	.	26,3	29,2	28,2	28,2	28,4	27,9	26,7	25,9	25,6	25,6
Rosja	22,9	24,3	27,9	35,7	35,1	34,0	33,3	33,2	35,2	33,8	34,0
Tadżykistan	25,5	20,3	28,7	25,0	27,0	27,0	25,2	26,7	25,2	23,1	23,2
Ukraina	35,4	43,0	49,0	46,1	43,7	41,4	45,0	43,9	37,7	32,8	.

Uwaga. Uzbekistan nie został uwzględniony z powodu znacznych braków danych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z publikacji instytucji statystycznych badanych krajów.

Najniższy współczynnik obciążenia systemowego na początku analizowanego okresu odnotowano na Ukrainie – wynosił 1,5 (tabl. 2). Oznacza to, że na jednego emeryta przypadało statystycznie zaledwie 1,5 pracownika, który odprowadzał składki na zabezpieczenie społeczne. Nieco korzystniej kształtowała się sytuacja na Litwie i w Estonii, gdzie wskaźnik ten przyjmował wartość odpowiednio 1,63 i 1,74. Najwięcej osób aktywnych zawodowo przypadało na emeryta w 2007 r. w Kirgistanie, Uzbekistanie i Azerbejdżanie (odpowiednio 5,74, 4,58 i 3,62). Oprócz tych trzech krajów powyżej średniej, która wynosiła 2,62, była Mołdawia z wynikiem 2,76.

Tabl. 2. Współczynnik obciążenia systemu emerytalnego w krajach postradzieckich

Kraje	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Armenia	.	2,70	2,71	2,81	2,83	2,79	2,69	2,97	2,83	2,62	2,69
Azerbejdżan	3,62	3,59	3,55	3,51	3,58	3,67	3,74	3,79	3,81	3,86	3,86
Białoruś	1,87	1,90	1,91	1,92	1,90	1,85	1,81	1,79	1,75	1,70	1,69
Estonia	1,74	1,74	1,57	1,47	1,52	1,52	1,52	1,52	1,55	1,55	1,58
Gruzja	2,28	2,31	2,35	2,36	2,40	2,34	2,31	2,29	2,31	2,25	2,21
Kazachstan	2,48	2,48	2,50	2,70	2,52	2,56	2,43	2,41	2,42	2,35	2,29
Kirgistan	5,74	5,27	5,41	5,43	5,39	5,24	5,10	5,10	5,07	4,95	4,75
Litwa	1,63	1,61	1,61	1,59	1,54	1,55	1,55	1,56	1,57	1,58	1,56
Łotwa	2,17	2,23	2,21	2,16	2,12	2,14	2,11	2,05	2,03	1,99	1,96
Mołdawia	2,76	2,75	2,59	2,48	2,48	2,37	2,36	2,33	2,32	2,29	2,27
Rosja	1,77	1,78	1,73	1,72	1,70	1,68	1,66	1,64	1,71	1,68	1,66
Tadżykistan	1,98	1,92	1,87	1,81	1,74	1,73	1,71	1,77	1,75	1,70	1,67
Ukraina	1,50	1,52	1,47	1,48	1,48	1,39	1,42	1,34	1,35	1,32	1,35
Uzbekistan	4,58	4,65	4,80	5,06	5,43	5,68	5,73	5,75	5,67	5,53	.
Średnia	2,62	2,60	2,59	2,61	2,62	2,61	2,58	2,59	2,58	2,53	2,27

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z publikacji instytucji statystycznych badanych krajów.

Dziesięć lat później, w 2017 r., sytuacja na Ukrainie nadal była niekorzystna, gdyż na jednego emeryta przypadało średnio 1,35 osoby aktywnej zawodowo. W badanym okresie wartość wskaźnika dla tego kraju obniżyła się o 0,15. Także Litwa i Estonia odnotowały niższe wyniki (odpowiednio 1,56 i 1,58), a różnica między nimi się zmniejszała. W przypadku Kirgistanu wynik również się pogorszył – w 2017 r. wyniósł 4,75.

Poprawę odnotowano w Azerbejdżanie – o 0,24 (wynik na koniec okresu badawczego wynosił 3,86) oraz w Uzbekistanie (w 2016 r. względem 2007 r. współczynnik obciążenia systemowego wzrósł o 0,95, aż do 5,53). W odniesieniu do średniej z 2017 r., która wynosiła 2,27 (spadek o 0,35 w badanym okresie), tylko pięć państw postradzieckich było powyżej lub osiągnęło tę samą wartość – Armenia (2,69), Azerbejdżan (3,86), Kazachstan (2,29), Kirgistan (4,75) i Mołdawia (2,27).

Największy spadek wartości współczynnika obciążenia systemowego w latach 2007–2017 odnotowano w Kirgistanie – aż o 0,99. W Mołdawii zmniejszył się on o 0,49. Natomiast najmniejszy spadek odnotowano w Armenii – wyniósł on zaledwie 0,01. Nieco większe spadki można było zaobserwować w Gruzji i na Litwie – o 0,07.

Z przedstawionych danych wynika, że w lepszej sytuacji są kraje leżące w Azji, gdyż wartości współczynnika obciążenia systemu emerytalnego wynosiły tam powyżej 2. Wyjątkiem w tej podgrupie jest Tadżykistan (przez cały analizowany okres osiągał wartości poniżej tego poziomu). W przypadku krajów europejskich jedynym krajem z badanej grupy, który utrzymał wskaźnik powyżej 2 w całym analizowanym okresie, była Mołdawia. W latach 2007–2015 Łotwa także odznaczała się wartością tego współczynnika powyżej 2, dopiero w latach 2016 i 2017 spadła ona odpowiednio do 1,99 i 1,96.

Uzeregowanie krajów postradzieckich pod względem analizowanych cech wykazało, że kraje z wysoką stopą zastąpienia nie mają wysokich współczynników obciążenia systemu emerytalnego (tabl. 3). Można wręcz stwierdzić, że kraje, które zajmują wysoką pozycję w rankingu pod względem stopy zastąpienia (Białoruś, Estonia i Litwa), w zestawieniu uwzględniającym współczynniki obciążenia systemu emerytalnego są na ostatnim miejscu. Świadczy to o tym, że w krajach, w których wypłaca się wysokie emerytury w stosunku do przeciętnego wynagrodzenia w danej gospodarce, w przyszłości mogą występować znaczne problemy z utrzymaniem tego stanu. Spowodowane jest to zmniejszającą się liczbą osób aktywnych zawodowo, które odprowadzają składki, w stosunku do beneficjentów systemów emerytalnych. Aby utrzymać odpowiednie wartości emerytur, należy zwiększyć składki na zabezpieczenie społeczne bądź podatki. Kraje o najniższej stopie zastąpienia (Gruzja i Tadżykistan) nie zajmują wysokich lokat pod względem współczynnika obciążenia systemu emerytalnego.

Tabl. 3. Ranking krajów postradzieckich pod względem stopy zastąpienia i współczynnika obciążenia systemu emerytalnego

K r a j e	Stopa zastąpienia			Współczynnik obciążenia systemu emerytalnego		
	2008	2012	2016	2008	2012	2016
Armenia	8	12	11	5	4	4
Azerbejdżan	10	7	5	3	3	3
Białoruś	2	1	1	10	9	9
Estonia	1	2	2	12	13	13
Gruzja	13	13	13	7	7	7
Kazachstan	11	9	9	6	5	5
Kirgistan	6	6	6	1	2	2
Litwa	3	4	2	13	12	12
Łotwa	5	3	4	8	8	8
Mołdawia	7	10	10	4	6	6
Rosja	9	8	7	11	11	11
Tadżykistan	12	11	12	9	10	9
Ukraina	3	5	8	14	14	14
Uzbekistan	.	.	.	2	1	1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z publikacji instytucji statystycznych badanych krajów.

Odnosząc się do równania zaprezentowanego w części 4 artykułu, a także do podejścia, zgodnie z którym system emerytalny to podział PKB pomiędzy pokoleniem aktywnym zawodowo a pokoleniem osób będących na emeryturze, sprawdzono, czy zachodzi korelacja pomiędzy stopą zastąpienia a współczynnikiem obciążenia systemowego. Chociaż lokaty poszczególnych krajów były odmienne dla obu wskaźników, to spodziewano się, że w przypadku zaistnienia korelacji będzie ona dodatnia. Założenie to oparto na przypuszczeniu, że wzrost liczby osób pracujących zawodowo przypadających na jednego emeryta powinien statystycznie przełożyć się na wyższe świadczenia, ponieważ zgodnie z makroekonomicznym ujęciem systemu emerytalnego do podziału będzie większy PKB. Jednak w wyniku obliczeń za pomocą korelacji rang Spearmana wykazano, że korelacja istotna statystycznie wystąpiła tylko w trzech krajach postradzieckich. W dwóch była ona dodatnia – w Azerbejdżanie (0,660) i Mołdawii (0,703), a w Estonii – ujemna (–0,607; poziom istotności w tym przypadku wyniósł aż 0,048) (tabl. 4).

Tabl. 4. Korelacja Spearmana pomiędzy stopą zastąpienia a współczynnikiem obciążenia systemowego w krajach postradzieckich w latach 2007–2017

K r a j e	Współczynnik korelacji	Istotność
Armenia	0,262	0,464
Azerbejdżan	0,660*	0,027
Białoruś	0,255	0,449

Uwaga. Jak przy tabl. 1. * – korelacja istotna na poziomie 0,05 (dwustronnie).

Tabl. 4. Korelacja Spearmana pomiędzy stopą zastąpienia a współczynnikiem obciążenia systemowego w krajach postradzieckich w latach 2007–2017 (dok.)

K r a j e	Współczynnik korelacji	Istotność
Estonia	–0,607*	0,048
Gruzja	–0,336	0,313
Kazachstan	–0,487	0,128
Kirgistan	–0,018	0,957
Litwa	–0,353	0,287
Łotwa	–0,342	0,303
Mołdawia	0,703*	0,023
Rosja	–0,295	0,379
Tadżykistan	0,183	0,591
Ukraina	0,219	0,544

Uwaga. Jak przy tabl. 1. * – korelacja istotna na poziomie 0,05 (dwustronnie).

Źródło: obliczenia własne.

6. Podsumowanie

Zróznicowania w konstrukcji systemów emerytalnych przekładają się na różnice w wysokości otrzymywanych świadczeń. Najwyższą skutecznością systemu emerytalnego mierzonego stopą zastąpienia wśród badanych krajów postradzieckich wyróżniały się Białoruś oraz Litwa, Łotwa i Estonia. Najniższe wartości stwierdzono w przypadku Gruzji, Armenii i Tadżykistanu, co świadczy o tym, że w tych krajach sytuacja emerytów w odniesieniu do dochodów uzyskiwanych przez osoby aktywne zawodowo przedstawiała się najgorzej. W związku z tym wydaje się zasadne, aby kraje o niskiej skuteczności systemu emerytalnego rozważyły przeprowadzenie reform, które zbliżą ich systemy emerytalne do systemów w krajach bałtyckich. Na Litwie, Łotwie i w Estonii wiek emerytalny jest podwyższany i zrównywany do 65 lat. Wydłużenie aktywności zawodowej przekłada się na wyższy zgromadzony kapitał, z którego wyliczane są wysokości emerytur. W Estonii i na Litwie do uczestnictwa w drugim filarze zachęcają dodatkowe dopłaty rządowe. Uzasadnieniem dla skorzystania z rozwiązań przyjętych przez kraje bałtyckie może być chociażby to, że kraje te spełniały warunki zapisane w Konwencji nr 102 MOP (stopa zastąpienia na poziomie min. 40%). W przypadku Estonii i Litwy można stwierdzić, że relacja wysokości emerytur do wynagrodzeń w 2010 r. umożliwiła zrealizowanie Zalecenia nr 131 MOP (stopa zastąpienia na poziomie min. 55%). Zmiany powinny nastąpić przede wszystkim w azjatyckich krajach postradzieckich, ponieważ cechowały się one niższymi wartościami stopy zastąpienia, nieprzekraczającymi 40%. Osiągnięcie poziomów zalecanych przez MOP nie może być jednak ostatecznym celem polityki społecznej w kwestii zabezpieczenia emerytalnego. Rekomendacje zawarte m.in. w Konwencji nr 102 oraz Zaleceniu nr 131 dotyczą bowiem minimalnych poziomów i po-

winny być traktowane jako wskazówka w kwestii relacji emerytury do wynagrodzenia, aby zapewnić starszym obywatelom godne warunki życia. Rządzący powinni dążyć do tego, aby ta relacja była korzystniejsza dla emerytów, gdyż w ten sposób ogranicza się ryzyko ubóstwa.

Najwyższą skutecznością systemu emerytalnego mierzoną współczynnikiem obciążenia systemu emerytalnego spośród analizowanych krajów cechują się Uzbekistan, Kirgistan i Azerbejdżan. Najniższe wartości tego wskaźnika występowały na Ukrainie, Litwie i w Estonii. Dobrym prognostykiem dla krajów położonych w Azji jest to, że charakteryzują się one wysokimi wartościami współczynnika obciążenia systemu emerytalnego. Sprawnie oraz rozważnie przeprowadzone reformy powinny objąć dużą część społeczeństwa, co powinno przełożyć się w przyszłości na wyższe emerytury oraz poprawę skuteczności systemu. Negatywnym zjawiskiem w krajach europejskich jest zmniejszanie się liczby ludności aktywnej zawodowo w stosunku do liczby emerytów. W związku z tym oprócz podwyższania wieku emerytalnego, co na pewien czas zwiększy liczbę osób aktywnych zawodowo, powinny zostać zintensyfikowane działania z zakresu polityki prorodzinnej, a także migracyjnej. Ich celem powinno być w długim okresie zwiększenie odsetka osób w wieku produkcyjnym, jak również przedprodukcyjnym, tak by piramidy wieku przyjmowały kształt progresywny bądź stacjonarny zamiast regresywnego. Dodatkowo wskazane byłoby przeprowadzenie kampanii społecznej, której celem będzie uświadomienie społeczeństwu, zwłaszcza młodszemu pokoleniu, które rozpoczynają karierę zawodową, konieczności dodatkowego, indywidualnego zabezpieczenia finansowego.

Kraje wyróżniające się wysoką stopą zastąpienia nie charakteryzują się wysokimi współczynnikami obciążenia systemu emerytalnego. Na przykładzie krajów post-radzieckich nie można więc jednoznacznie stwierdzić, czy istnieje zależność pomiędzy tymi dwoma wskaźnikami. Na podstawie korelacji rang Spearmana wykazano, że jest ona istotna statystycznie w zaledwie trzech krajach – Azerbejdżanie, Estonii i Mołdawii. W związku z tym trudno przewidzieć, czy jeżeli uda się zwiększyć liczbę osób aktywnych zawodowo przypadających na emeryta, to przełoży się to na poprawę skuteczności systemów emerytalnych. W dalszych analizach warto rozważyć inne czynniki, które mogą wpływać na skuteczność systemów emerytalnych w krajach postradzieckich.

W ocenie systemów emerytalnych należy uwzględnić ustawowy wiek emerytalny, jaki obowiązuje w poszczególnych krajach, w odniesieniu do średniej długości trwania życia, ponieważ są to zmienne, które wpływają na kształt tych systemów. Należy mieć także na uwadze, że kraje postradzieckie cały czas dokonują reform systemów emerytalnych, aby lepiej dostosować je m.in. do warunków demograficznych i ekonomicznych. Dotyczą one m.in. wieku emerytalnego, który jest systematycznie podnoszony, a także zrównywany. Na zmiany funkcjonowania systemów emerytalnych

w analizowanych krajach wpływały też kryzysy finansowe, które zaważyły na decyzjach podejmowanych zarówno przez rządy, jak i przez jednostki (np. w Rosji, gdzie wstrzymano możliwość odprowadzania składek do drugiego filaru zabezpieczenia emerytalnego). Z powodu braku danych w badaniu pominięto kwestię rozróżnienia wysokości świadczeń ze względu na płeć i z tego powodu nie wykorzystano wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej, który jest użyteczny w określeniu poziomu ubóstwa. Interesujące byłoby także rozróżnienie wynagrodzenia brutto i netto w przypadku obliczania stopy zastąpienia, co wpływa na wysokość tego wskaźnika. W pracy niemożliwe było uwzględnienie efektywnego wieku emerytalnego (ang. *average effective age of retirement*), ponieważ tego typu dane są dostępne przede wszystkim dla państw członkowskich OECD.

Bibliografia

- Barr, N. (1993). *Ekonomika polityki społecznej*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Barr, N., Diamond, P. (2010). *Pension Reform. A short Guide*. New York: Oxford University Press.
- Bielawska, K. (2016). Adekwatność emerytur w świetle zmian polskiego systemu emerytalnego. *Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance*, 14(4), 31–44.
- Bielawska, K. (2018). Ubezpieczenia emerytalne. Reforma systemu ubezpieczeń emerytalnych. W: M. Iwanicz-Drozdowska (red.), *Ubezpieczenia* (s. 182–207). Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Biggs, A., G., Springstead, G. R. (2008). Alternate measures of replacement rates for social security benefits and retirement income. *Social Security Bulletin*, 68(2), 1–19.
- Bukowska, G., Kula, G., Morawski, L. (2011). *Ryzyko ubóstwa osób starszych*. Warszawa: CeDeWu.
- Chybalski, F., Marcinkiewicz, E. (2016). The Replacement Rate: An Imperfect Indicator of Pension Adequacy in Cross-Country Analyses. *Social Indicators Research*, 126(1), 99–117. DOI: doi.org/10.1007/s11205-015-0892-y.
- Danilova, N. L., Kuvshinova, E. V. (2017). Osnovnye problemy sistemy gosudarstvenno-pensionnogo strakhovaniya v Rossijskoj Federatsii i napravleniya ee sovershenstvovaniya. *Vestnik NGUEHU*, (4), 205–220.
- Demmke, C., Moilanen, T. (2011). *Efektywność dobrego rządzenia i etyki w administracji centralnej: ocena wyników reform w kontekście kryzysu finansowego*. Pobrane z: <https://www.gov.pl/web/sluzbacywilna/dokumenty> (dostęp: 24.06.2020).
- Drucker, P. (1993). *The Effective Executive – The Definitive Guide to Getting the Right Things Done*. New York: Harper Business.
- Góra, M. (2003). *System emerytalny*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- GUS. (2019). *Pojęcia stosowane w statystyce publicznej*. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/metainformacje/slownik-pojec/pojecia-stosowane-w-statystyce-publicznej/3079,pojcie.html> (dostęp: 4.06.2019).
- Haar, B. P. (2008). Open Method of Coordination: A New Stepping Stone in the Legal Order of International and European Relations. *Nordic Journal of International Law*, 77(3), 235–251.
- Hall, P. A. (1993). Policy Paradigms, Social Learning, and the State. *Comparative Politics*, 25(3), 275–296.

- Hesse, J., Hood, C., Peters, G. (red.). (2003). *Paradoxes in Public Sector Reform. An International Comparison*. Berlin: Duncker & Humbolt.
- van de Kaa, D. J. (1987). Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletins*, 42(1).
Pobrane z: <https://estvitalesydemografia.files.wordpress.com/2013/04/europec2b4s-second-demographic-transition.pdf> (dostęp: 18.08.2020).
- Kawiński, M. (2011). *Ubezpieczenia publiczne i prywatne w polityce społecznej. Skuteczność i efektywność*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Kieżun, W. (1998). *Sprawne zarządzanie organizacją*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Kotarbiński, T. (2000). *Traktat o dobrej robocie*. Wrocław: Zakład Narodowy im. Ossolińskich.
- Kotowska, I. (2010). Uwagi o polityce łączenia pracy zawodowej i rodziny w kontekście nowej demografii Europy i zmian na rynku pracy. W: J. Szambelańczyk, M. Żukowski (red.), *Człowiek w pracy i polityce społecznej* (s. 59–78). Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Kuzińska, H. (2011). Ubezpieczenia społeczne z perspektywy państwa oraz emerytów i rencistów. *Master of Business Administration*, 5(162), 25–38.
- Lel'chuk, A. (2014). *Uroven' pensionnogo obespecheniya*. Pobrane z: <http://pensionreform.ru/files/69710/A.Lel'chuk.%20Koehfftsient%20zameshheniya.pdf> (dostęp: 15.11.2018).
- Majchrowska, A., Roszkowska, S. (2013). Czy wykształcenie i doświadczenie zawodowe mają znaczenie? Wyniki równania Mincera dla Polski. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 30, 235–253.
- Maleva, T., Sinyavskaya, O. (2011). *Povyshenie pensionnogo vozrasta: pro et contra*. Pobrane z: <http://2020strategy.ru/data/2011/07/14/1214719869/4.pdf> (dostęp: 15.11.2018).
- Mazuruk, P. (2013). Legal aspects of pension reform in the republic of Belarus. W: M. Szczepański (red.), *Reformowanie systemów emerytalnych* (s. 175–186). Poznań: Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej.
- MOP. (1952). *Konwencja nr 102 Międzynarodowej Organizacji Pracy dotycząca minimalnych norm zabezpieczenia społecznego*. Pobrane z: <http://www.mop.pl/doc/html/konwencje/k102.html> (dostęp: 20.06.2019).
- MOP. (1967). *Zalecenie nr 131 Międzynarodowej Organizacji Pracy dotyczące świadczeń w razie inwalidztwa, na starość i w razie śmierci żywiciela rodziny*. Pobrane z: <http://www.mop.pl/doc/html/zalecenia/z131.html> (dostęp: 20.06.2019).
- OECD. (2005). *OECD Pensions at a Glance 2005: Public Policies across OECD Countries*. Paris: OECD Publishing. DOI: 10.1787/pension_glance-2005-en.
- Olejnik, I. (2016). *Zabezpieczenie emerytalne. Modele i determinanty zachowań polskich gospodarstw domowych*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Paramonova, S. V., Paramonov, L. E. (2005). Sotsial'no orientirovannoe gosudarstvo i pensionnye instituty Rossii: k voprosu adekvatnosti. *Issledovano v Rossii*, (8), 2455–2471.
- Ratajczak, J. (2019). *Równość w systemie emerytalnym. Emerytury kobiet i mężczyzn w Polsce*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Szumlicz, T. (2005). *Ubezpieczenia*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Trubek, D., Trubek, L. (2005). Hard and Soft Law in the Construction of Social Europe: the Role of the Open Method of Co-ordination. *European Law Journal*, 11(3), 343–364.

- UN. (2015). *World Population Prospects: The 2015 Revision, Key Findings and Advance Tables* (Working Paper No. ESA/P/WP.241). United Nations. Pobrane z: https://population.un.org/wpp/Publications/Files/Key_Findings_WPP_2015.pdf.
- World Bank. (1994). *Averting the old age crisis: policies to protect the old and promote growth*. Pobrane z: <http://documents.worldbank.org/curated/en/973571468174557899/Averting-the-old-age-crisis-policies-to-protect-the-old-and-promote-growth> (dostęp: 5.06.2019).
- Zakon Republiki Belarus' 17 aprelya 1992 g. N 1596-XII O pensionnom obespechenii. Pobrane z: <http://www.mintrud.gov.by/system/extensions/spaw/uploads/files/Zakon-Respubliki-Belarus-O-pensionnom-obespechenii-janvar-2017.pdf> (dostęp: 26.06.2019).
- Zieleniewski, J. (1982). *Organizacja zespołów ludzkich. Wstęp do teorii organizacji i kierowania*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Żukowski, M. (2004). Systemy emerytalne w Unii Europejskiej w świetle otwartej koordynacji. W: T. Szumlicz, M. Żukowski (red.), *Systemy emerytalne w krajach Unii Europejskiej* (s. 341–362). Warszawa: Twigger.
- Żukowski, M. (2006). *Reformy emerytalne w Europie*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.

Struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce na tle innych krajów Unii Europejskiej

Jadwiga Bożek^a, Janina Szewczyk^b

Streszczenie. Celem badania omawianego w artykule jest określenie miejsca Polski wśród krajów Unii Europejskiej (UE) pod względem struktury obszarowej gospodarstw rolnych. Pod uwagę wzięto liczbę gospodarstw w grupach wielkościowych użytków rolnych (UR) oraz zajmowaną przez nie powierzchnię UR. Sytuacja Polski została przedstawiona także w ujęciu regionalnym ze względu na zróżnicowanie rolnictwa. Badanie przeprowadzono na podstawie danych Eurostatu i danych GUS za rok 2016. Uwzględniono następujące grupy obszarowe gospodarstw: do 2 ha UR, 2–5 ha, 5–10 ha, 10–20 ha, 20–50 ha, 50 ha i więcej. Za pomocą metody klasyfikacji rozmytej pogrupowano kraje UE w cztery zbiory złożone z obiektów o podobnej strukturze obszarowej gospodarstw. Wyniki badania pokazały, że Polska znajduje się w grupie krajów o dużym rozdrobnieniu gospodarstw, razem z Chorwacją, Grecją, Hiszpanią, Portugalią, Słowacją, Słowenią i Włochami. Bardziej rozdrobnioną strukturę gospodarstw mają jedynie Bułgaria, Cypr, Rumunia i Węgry. Pod względem powierzchni użytków rolnych skupionej w dużych gospodarstwach sytuacja w rolnictwie polskim przedstawia się niekorzystnie, także w porównaniu do nowych krajów członkowskich UE, takich jak Czechy, Słowacja, Węgry i Bułgaria. W Polsce gospodarstwa największe, o powierzchni co najmniej 50 ha UR, skupiają zaledwie ok. 1/3 ogółu UR i jest to (po Słowenii) najniższy odsetek w całej UE.

Słowa kluczowe: struktura obszarowa gospodarstw rolnych, użytki rolne, klasyfikacja rozmyta

JEL: Q00, C38

Area structure of farms in Poland against the background of other European Union countries

Abstract. The purpose of the article is to find out which group of EU countries determined on the basis of the specific features of the area structure of their farms Poland belongs to. Two aspects of this structure were taken into account: the number of farms in particular size groups of farmland and the area of farmland they occupy. Poland's situation was also presented in the regional context, taking into consideration the variety of agricultural activity. The research was based on data obtained from Eurostat and Statistics Poland for the year 2016. The following groups of farm area were considered: farmland under 2 hectares, 2–5 hectares, 5–10 hectares, 10–20 hectares, 20–50 hectares and 50 hectares and larger. Based on the fuzzy classification method, EU countries were classified into 4 groups according to the area structure of their farms. The results of the research demonstrated that Poland belongs to a group of countries with a high level of fragmentation of farms, jointly with Croatia, Greece, Spain, Portugal, Slovakia, Slovenia and Italy. Only 4 countries have a more fragmented farm structure: Bulgaria,

^a Uniwersytet Rolniczy w Krakowie, Wydział Rolniczo-Ekonomiczny.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0322-5646>.

^b Uniwersytet Rolniczy w Krakowie, Wydział Rolniczo-Ekonomiczny.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8597-0422>.

Cyprus, Romania and Hungary. As regards the proportion of the area of farmland concentrated in large farms, it is unfavourable in Poland, also when compared to new EU member states, such as the Czech Republic, Slovakia, Hungary and Bulgaria. In Poland the largest farms, with an area of at least 50 hectares, account only for about 1/3 of the total farmland, which, except for Slovenia, is the lowest percentage in the entire EU.

Keywords: area structure of farms, farmland, fuzzy classification

1. Wprowadzenie

W literaturze ekonomiczno-rolniczej często podkreśla się, że jedną z głównych przyczyn hamujących rozwój polskiego rolnictwa jest rozdrobnienie struktury agrarnej. Ze względu na wysoki odsetek gospodarstw bardzo małych – do 2 ha użytków rolnych (UR), i małych – o powierzchni 2–5 ha, Polska charakteryzuje się jedną z mniej korzystnych struktur obszarowych gospodarstw wśród krajów Unii Europejskiej (UE). Dlatego konieczne jest podejmowanie działań zmierzających do powiększania powierzchni gospodarstw z równoczesnym zwiększaniem ich produktywności, zwłaszcza w kontekście możliwości konkurowania polskich gospodarstw rolnych z gospodarstwami UE.

Od przystąpienia Polski do UE w krajowym rolnictwie zachodzą duże zmiany. Ich siłą napędową są instrumenty wspólnej polityki rolnej (WPR), ale na tempo przemian mają wpływ także uwarunkowania makroekonomiczne, zwłaszcza stan koniunktury ogólnogospodarczej i sytuacja w rolnictwie (Karwat-Woźniak i Chmieleński, 2016). W okresie 2010–2016 ogólna liczba gospodarstw w Polsce zmniejszyła się o 7%. Spadek nastąpił głównie w grupie gospodarstw najmniejszych, do 5 ha UR i 5–10 ha (Bożek i Szewczyk, 2019). W tym samym czasie w większości nowych krajów członkowskich tempo spadku ogólnej liczby gospodarstw było większe niż w Polsce (Bożek, 2018), przy czym zjawisko to dotyczyło głównie gospodarstw najmniejszych, do 2 ha UR. Ze względu na wagę problemu zmiany struktury obszarowej krajów UE są stale monitorowane, zwłaszcza w kontekście WPR (Babiak, 2010; Binderman, Koszela i Szczesny, 2014; Dzun, 2012; Janowska, Simova, Vlasak i Sklenicka, 2017; Poczta, Sadowski i Baer-Nawrocka, 2013; Rzeszutko, 2017; Stańko i Miśka, 2016; Wąs i Małażewska, 2012). W Polsce kierunek i natężenie tych przemian są różne w poszczególnych województwach i mają ścisły związek z przestrzennym zróżnicowaniem struktury gospodarstw (Bożek i Bogocz, 2012; Bożek i Szewczyk, 2019). Silne regionalne zróżnicowanie tej struktury wykazuje dużą trwałość, a jego przyczyny sięgają jeszcze czasów zaborów (Bożek i Bogocz, 2012; Mieszczankowski, 1983). Z tego powodu struktura agrarna w Polsce powinna być rozpatrywana nie tylko w ujęciu ogólnokrajowym, lecz także regionalnym¹.

¹ Analizę zmian struktury obszarowej gospodarstw rolnych w ujęciu regionalnym w okresie 2010–2016 przedstawiono w pracy Bożek i Szewczyk (2019).

Celem badania omawianego w artykule jest określenie miejsca Polski wśród krajów UE pod względem struktury obszarowej gospodarstw rolnych. Takie rozpoznanie jest przydatne we wskazaniu pozycji konkurencyjnej polskiego rolnictwa.

2. Metoda badania

Badanie przeprowadzono na podstawie danych z dwóch źródeł:

- bazy Eurostatu zawierającej dane odnoszące się do 2016 r., które przedstawiają liczbę gospodarstw rolnych według grup obszarowych w krajach UE oraz zajmowaną przez nie powierzchnię UR. Dane te pochodzą z badania struktury gospodarstw², przeprowadzonego w 2016 r. na terenie UE, i zostały opublikowane w maju 2019 r. (są to najnowsze dostępne dane);
- bazy danych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS), która zawiera informacje dotyczące liczby gospodarstw rolnych według grup obszarowych i powierzchni przez nie skupionej w układzie województw za 2016 r. Są to wyniki reprezentacyjnego badania struktury gospodarstw rolnych przeprowadzonego przez GUS w 2016 r.

Biorąc pod uwagę silne zróżnicowanie regionalne rolnictwa, porównań dla Polski dokonano w ujęciu ogólnokrajowym oraz regionalnym. Podstawą tych porównań jest pogrupowanie krajów UE pod względem rozkładu liczby gospodarstw w grupach obszarowych UR. Grupowania dokonano za pomocą metody klasyfikacji rozmytej (Bożek, Sin, Nowak i Kukuła, 2018; Wysocki, 2010). Ze względu na specyfikę polskiego rolnictwa, w którym przeważają małe gospodarstwa, przyjęto podział na grupy obszarowe gospodarstw o powierzchni³: do 2 ha UR, 2–5 ha, 5–10 ha, 10–20 ha, 20–50 ha oraz 50 ha i więcej. Następnie porównano strukturę obszarową gospodarstw w krajach UE według grup typologicznych krajów.

Do grupowania krajów pod względem podobieństwa struktury obszarowej gospodarstw zastosowano klasyfikację rozmytą (Zadeh, 1965), którą następnie przekształcono w klasyfikację klasyczną. Metoda klasyfikacji rozmytej jest jedną z metod prowadzących do podziału zbioru obiektów wielowymiarowych na grupy jednorodne. Istnieje wiele metod grupowania, przy czym zastosowanie ich do tego samego mate-

² Miało ono na celu przede wszystkim uzyskanie danych niezbędnych do oceny i kształtowania narzędzi WPR. Było to badanie reprezentacyjne, więc jego wyniki mogą być obciążone błędem estymacji.

³ W badaniu struktury gospodarstw rolnych przeprowadzonym przez GUS w 2016 r. nie ujęto posiadaczy UR, którzy nie prowadzą działalności rolniczej, oraz posiadaczy UR o powierzchni poniżej 1 ha, którzy prowadzą działalność rolniczą o małej skali. Zgodnie z obowiązującą definicją gospodarstwo rolne osoby fizycznej to gospodarstwo użytkowane przez osobę fizyczną, mające powierzchnię 1 ha UR i więcej lub gospodarstwo poniżej 1 ha UR prowadzące działalność rolniczą o znaczącej skali, w tym działy specjalne produkcji rolnej. Szczegółowe informacje dotyczące definiowania gospodarstwa rolnego zawarte są w opracowaniu GUS (2017, s. 18).

riału statystycznego może dać różne wyniki pod względem liczby grup oraz ich składu. Problem ten był wielokrotnie poruszany przez wielu autorów (Bogocz, Bożek, Kukula i Strojny, 2010; Jajuga, 1984a; Migdał-Najman i Najman, 2013; Nowak, 1990; Pluta, 1984; Prus i Król, 2017). Wyniki grupowania zależą przede wszystkim od stopnia zróżnicowania danych statystycznych, ale także od wyboru metody klasyfikacji. Niektóre z metod są mało stabilne, tzn. niewielka zmiana warunków początkowych (np. danych, wartości progu zróżnicowania) może spowodować istotne zmiany w wynikach grupowania (Bożek, 2013), co utrudnia analizy przestrzenno-czasowe. W niniejszej pracy zastosowano metodę klasyfikacji rozmytej, ponieważ wcześniejsze badania autorów wykazały przydatność tej metody w badaniu struktury agrarnej w ujęciu dynamicznym (Bożek, 2013; Bożek i Bożek, 2011; Bożek, Nowak i Ziolo, 2020)⁴. Metoda ta umożliwia wydzielenie grup krajów jednorodnych pod względem badanej struktury oraz syntetyczne przedstawienie badanego zjawiska w czasie, przy stosunkowo niewielkiej utracie informacji wejściowych.

Zagadnienie klasyfikacji rozmytej można sformułować następująco: zakłada się, że dany jest zbiór Ω , liczący n obiektów (w tym przypadku krajów): $P_1, P_2, \dots, P_n$. Obiekty te opisane są przez wartości r zmiennych: $X_1, X_2, \dots, X_r$ (gdzie X_l oznacza udział liczby gospodarstw z l -tej grupy obszarowej w ogólnej liczbie gospodarstw w danym kraju). Na zbiorze Ω należy określić rodzinę klas rozmytych $S_1, S_2, \dots, S_K$ ($1 < K < n$) oraz dla każdego obiektu $P_i \in \Omega$ wyznaczyć taki wektor $f(P_i) = (f_{S_1}(P_i), f_{S_2}(P_i), \dots, f_{S_K}(P_i))$, aby spełnione były następujące warunki:

1. $0 \leq f_{S_j}(P_i) \leq 1$ ($i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, K$), gdzie $f_{S_j}(P_i)$ oznacza stopień przynależności obiektu P_i do klasy S_j ;
2. $\sum_{j=1}^K f_{S_j}(P_i) = 1$ ($i = 1, \dots, n$);
3. Obiekty o wysokich stopniach przynależności do tej samej klasy są bardzo podobne do siebie, natomiast obiekty, dla których stopnie przynależności do różnych klas okazują się duże – mało podobne.

Znane są różne metody tworzenia klasyfikacji rozmytej (Jajuga, 1984b). W niniejszej pracy zastosowano metodę iteracyjną, rozmytego środka ciężkości. W metodzie tej w kolejnych iteracjach wyznacza się środki ciężkości skupisk i oblicza wartości funkcji przynależności poszczególnych obiektów do tych skupisk. Obliczenia kontynuuje się aż do momentu, gdy te wartości przestaną się zmieniać w stopniu znaczącym.

Wyszedszy od rozmytej klasyfikacji początkowej: $f_{S_j}^0(P_i)$ ($i = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, K$), w v -tym kroku iteracyjnym wyznacza się:

⁴ W pracy Bożek (2013), na przykładzie klasyfikacji podregionów Polski pod względem podobieństwa struktury agrarnej, porównano metodę klasyfikacji rozmytej z metodą eliminacji wektorów.

a) dla każdej klasy rozmytej środki ciężkości poszczególnych zmiennych X_l według wzoru

$$g_{jl}^v = \frac{\sum_{i=1}^n \left(f_{S_j}^{v-1}(P_i) \right)^2 x_{il}}{\sum_{i=1}^n \left(f_{S_j}^{v-1}(P_i) \right)^2} \quad (j = 1, \dots, K; l = 1, \dots, r), \quad (1)$$

gdzie:

g_{jl}^v – wartość l -tej zmiennej dla rozmytego środka ciężkości j -tej klasy, wyznaczona w v -tej iteracji,

$x_{il} = X_l(P_i)$ – wartość l -tej zmiennej w i -tym obiekcie;

b) dla każdego obiektu odległości od rozmytych środków ciężkości klas, według wzoru

$$d_{ij}^v = \sum_{l=1}^r (x_{il} - g_{jl}^v)^2 \quad (i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, K), \quad (2)$$

gdzie d_{ij}^v – odległość i -tego obiektu od środka ciężkości j -tej klasy, wyznaczona w v -tej iteracji;

c) nowe stopnie przynależności według wzoru dla każdego obiektu P_i :

- gdy $d_{ij}^v \neq 0$ ($j = 1, \dots, K$), wtedy

$$f_{S_j}^v(P_i) = \frac{(d_{ij}^v)^{-1}}{\sum_{l=1}^K (d_{il}^v)^{-1}} \quad (i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, K), \quad (3)$$

- gdy $d_{ij}^v = 0$ dla pewnego t , wtedy

$$f_{S_j}^v(P_i) = \begin{cases} 1, & \text{gdy } j = t, \\ 0, & \text{gdy } j \neq t. \end{cases} \quad (4)$$

Procedurę opisaną w punktach a, b i c kontynuuje się, aż spełniony zostanie warunek: $\max_{i,j} |f_{S_j}^v(P_i) - f_{S_j}^{v-1}(P_i)| < \varepsilon$, gdzie ε jest liczbą dodatnią bliską 0. Przyjmuje się wówczas, że ostateczną klasyfikacją jest klasyfikacja otrzymana w v -tej iteracji.

Za pomocą przedstawionej metody przeprowadzono grupowanie krajów pod względem podobieństwa struktury obszarowej gospodarstw rolnych (pominięto Maltę i Luksemburg z powodu zbyt małej liczby gospodarstw, znacznie odbiegającej od pozostałych krajów). Obliczenia wykonano za pomocą autorskiego programu komputerowego⁵, który dla danego zbioru obiektów wielowymiarowych wyznacza

⁵ Program w języku C++ oblicza wartości funkcji przynależności obiektów do klas rozmytych według przedstawionego algorytmu.

środki ciężkości skupisk i oblicza wartości funkcji przynależności poszczególnych obiektów do tych skupisk.

Otrzymaną w ten sposób klasyfikację rozmytą przekształcono następnie w klasyfikację klasyczną, przyjmując, że obiekt P_i należy do klasy (grupy typologicznej) S_j , gdy

$$f_{S_j}(P_i) = \max_l f_{S_l}(P_i). \quad (5)$$

Dla każdej grupy typologicznej wyznaczono średnie wartości wskaźników (składowych) struktury gospodarstw krajów (obiektów) należących do tej grupy, tj. środek ciężkości grupy (l -ta składowa środka ciężkości i -tej grupy jest średnią arytmetyczną l -tych składowych obiektów należących do i -tej grupy).

3. Wyniki badania

Zróżnicowanie struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE w 2016 r. ilustruje tabl. 1, w której dla każdego kraju podano ogólną liczbę gospodarstw oraz jej rozkład w ujęciu procentowym według przyjętych grup obszarowych UR. Największe różnice dotyczą udziałów liczby gospodarstw najmniejszych i największych: gospodarstwa o powierzchni do 2 ha UR stanowią od 1,8% w Irlandii do 75,7% na Cyprze, czyli różnica udziałów to 73,9 p.proc. Odsetek gospodarstw o powierzchni co najmniej 50 ha UR wynosi od 0,5% w Rumunii do 41,3% we Francji. Mniejsze są różnice udziałów liczby gospodarstw z pozostałych grup obszarowych: 20–40 p.proc.

Tabl. 1. Gospodarstwa rolne w krajach UE w 2016 r. według grup obszarowych UR

Kraje ^a	Ogółem w tys.	Powierzchnia UR w ha					
		<2	[2, 5)	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %					
Austria	132,5	11,1	19,9	16,6	20,7	23,1	8,5
Belgia	36,9	5,1	8,7	12,9	17,7	30,2	25,3
Bułgaria	202,7	72,6	10,0	4,9	3,6	4,1	4,8
Chorwacja	134,5	39,1	30,4	14,9	7,0	4,7	3,8
Cypr	34,9	75,7	13,9	4,8	2,9	1,7	1,0
Czechy	26,5	11,6	7,1	19,5	16,8	17,9	27,0
Dania	35,1	3,4	1,0	21,6	17,7	20,9	35,3
Estonia	16,7	12,2	19,4	20,9	16,2	13,7	17,7
Finlandia	49,7	2,3	1,8	13,0	20,1	33,0	30,0
Francja	456,5	12,4	11,9	9,2	9,0	16,3	41,3
Niemcy	276,1	5,2	3,3	16,1	20,7	24,1	30,6
Grecja	685,0	51,5	25,8	12,2	6,1	3,4	0,9
Węgry	430,0	71,6	9,8	6,4	4,7	3,8	3,7
Irlandia	137,6	1,8	5,6	11,7	24,4	38,6	18,0
Włochy	1145,7	34,1	27,8	15,7	10,4	7,8	4,1
Łotwa	69,9	18,1	17,1	22,7	20,8	12,5	8,8

a Uporządkowanie krajów jak w tabelach źródłowych.

Tabl. 1. Gospodarstwa rolne w krajach UE w 2016 r. według grup obszarowych UR (dok.)

K r a j e ^a	Ogółem w tys.	Powierzchnia UR w ha					
		<2	[2, 5)	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %					
Litwa	150,3	15,0	35,0	21,8	12,9	8,1	7,2
Luksemburg	2,0	9,1	7,1	8,6	8,1	15,7	51,8
Malta	9,2	83,6	12,9	3,1	0,3	0,1	0,0
Holandia	55,7	10,1	10,0	13,1	15,5	29,7	21,5
Polska	1410,7	21,6	32,7	21,7	14,3	7,2	2,4
Portugalia	259,0	45,8	25,7	11,9	7,4	5,0	4,2
Rumunia	3422,0	72,5	19,3	5,7	1,5	0,5	0,5
Słowacja	25,7	28,9	26,8	13,9	9,9	7,5	13,0
Słowenia	69,9	25,1	34,4	23,0	11,8	4,9	0,9
Hiszpania	945,0	27,2	24,4	14,9	11,9	10,8	10,8
Szwecja	62,9	2,0	8,5	24,9	20,6	19,3	24,7
Wielka Brytania	185,1	4,4	5,7	14,1	15,3	21,9	38,6

a Uporządkowanie krajów jak w tabelach źródłowych.

Uwaga. W niektórych wierszach dane nie sumują się do 100% z powodu zaokrąglenia wartości.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu, www.europa.eu/eurostat (dostęp: 22.05.2019).

W wyniku grupowania wyodrębniono cztery grupy złożone z krajów o podobnej strukturze gospodarstw. Charakterystykę poszczególnych grup zawiera tabl. 2, a obraz struktury grup przedstawia wykres.

Tabl. 2. Podstawowe statystyki dla grup typologicznych krajów UE w 2016 r. według struktury obszarowej gospodarstw

Grupy	Powierzchnia UR w ha					
	<2	[2, 5)	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
I średnia w %	5,8	6,4	15,6	17,8	25,2	29,2
Std.	3,8	3,4	4,7	3,9	6,9	7,1
V	65,4	53,4	29,9	22,2	27,6	24,1
II średnia w %	14,1	22,9	20,5	17,6	14,4	10,5
Std.	2,7	7,1	2,3	3,4	5,5	4,2
V	19,3	31,1	11,3	19,0	38,0	39,6
III średnia w %	34,2	28,5	16,0	9,9	6,4	5,0
Std.	9,9	3,4	3,9	2,7	2,2	4,2
V	28,9	11,9	24,0	26,9	34,6	83,7
IV średnia w %	73,1	13,2	5,4	3,2	2,5	2,5
Std.	1,5	3,9	0,7	1,2	1,5	1,8
V	2,1	29,1	12,1	36,8	58,4	70,9

Uwaga. Std. – odchylenie standardowe; V – współczynnik zmienności.

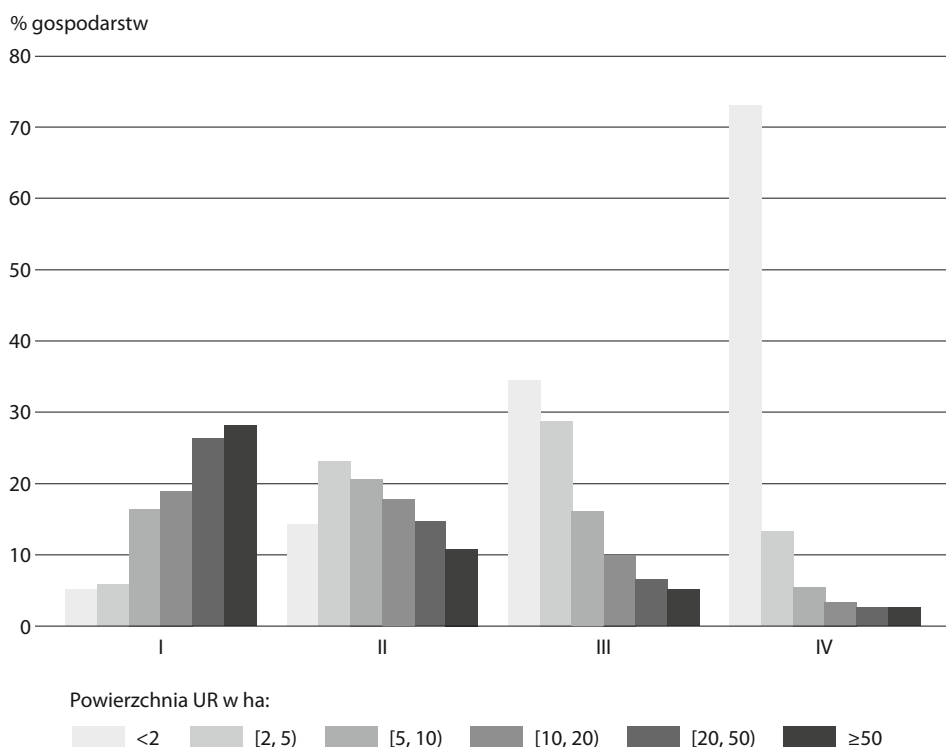
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu, www.europa.eu/eurostat (dostęp: 22.05.2019).

Grupa I obejmuje 10 krajów o najkorzystniejszej strukturze gospodarstw: Belgię, Czechy, Danię, Finlandię, Francję, Holandię, Irlandię, Niemcy, Szwecję i Wielką Brytanię. Średnio prawie 30% ogółu gospodarstw w tych krajach to gospodarstwa największe (o powierzchni co najmniej 50 ha UR), a gospodarstwa liczące 20–50 ha

UR stanowią 25,2%. Z kolei gospodarstwa do 2 ha UR i 2–5 ha stanowią niewielki odsetek – odpowiednio 5,8% i 6,4%. Należy zwrócić uwagę, że dziewięć krajów z tej grupy to kraje UE-15, a tylko Czechy są krajem postsocjalistycznym⁶.

Grupę II tworzą cztery kraje: Austria, Estonia, Litwa i Łotwa. Trzy z nich to kraje bałtyckie, w których przyjęto podobną strategię prywatyzacji rolnictwa w okresie transformacji (Alanen, 2017). Gospodarstwa o powierzchni co najmniej 50 ha UR stanowią 10,5% wszystkich gospodarstw w tych krajach, a 20–50-hektarowe – 14,4%. Udział gospodarstw do 2 ha UR wynosi średnio 14%, a 2–5-hektarowych – niespełna 23%. Jest to struktura o najbardziej równomiernym rozkładzie (wykres): ok. 37% stanowią gospodarstwa do 5 ha UR, tyle samo gospodarstwa ze środkowych grup obszarowych, tj. 5–10 ha i 10–20 ha, a 25% – łącznie gospodarstwa największe, o powierzchni 20–50 ha i co najmniej 50 ha.

Wykres struktury obszarowej gospodarstw rolnych w 2016 r.
w grupach typologicznych krajów UE



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu, www.europa.eu/eurostat (dostęp: 22.05.2019).

⁶ Opis i przebieg przyjętego modelu reprivatyzacji w rolnictwie Czech przedstawili Homolac i Tomsik (2016) oraz Jeleček i Kabrda (2015).

Polska należy do grupy III wraz z Chorwacją, Grecją, Hiszpanią, Portugalią, Słowacją, Słowenią i Włochami. Są to kraje o niekorzystnej strukturze gospodarstw, dalece odbiegającej od grupy I. Przeważają tu gospodarstwa małe, do 5 ha UR, stanowiące prawie 2/3 ogólnej liczby gospodarstw w tych krajach, przy czym gospodarstwa do 2 ha stanowią średnio 34,2%, a gospodarstwa o powierzchni 2–5 ha – 28,5%. Gospodarstwa największe, o powierzchni 50 ha UR i więcej, stanowią średnio jedynie 5%, niewiele więcej (6,4%) zaś gospodarstwa 20–50-hektarowe.

Najbardziej rozdrobniona struktura gospodarstw cechuje kraje wchodzące w skład grupy IV: Bułgarię, Cypr, Rumunię i Węgry. Dominują tu gospodarstwa o powierzchni do 2 ha UR, które stanowią średnio 73,1% ogółu gospodarstw. Udział gospodarstw o powierzchni 2–5 ha UR wynosi 13,2%, 5–10-hektarowych – 5,4%, a udziały pozostałych gospodarstw są znikome (odpowiednio 3,2%, 2,5% i 2,5%).

Czynnikiem w największym stopniu determinującym podział na grupy jest odsetek gospodarstw do 2 ha UR. Grupy II–IV charakteryzują się największym zróżnicowaniem pod względem udziału gospodarstw o powierzchni 20–50 ha UR i co najmniej 50 ha: współczynnik zmienności V przyjmuje w nich wartości od 34,6% do 83,7%. Z kolei w przypadku grupy I – pod względem udziałów gospodarstw do 2 ha i 2–5 ha – $V = 65,4\%$ i $53,4\%$.

Rolnictwo w Polsce w ujęciu ogólnokrajowym, mimo wyraźnych zmian w ostatnich latach, kwalifikuje się do grupy krajów o dużym rozdrobnieniu gospodarstw i nadal znacznie odbiega od czołowych krajów UE. Nieco inaczej sytuacja wygląda w ujęciu regionalnym. Na podstawie wcześniejszych badań wyodrębniono w Polsce cztery grupy województw o odmiennym typie struktury obszarowej gospodarstw (Bożek i Szewczyk, 2019). Strukturę grup przedstawia tabl. 3.

Tabl. 3. Struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce w 2016 r. w grupach typologicznych województw

Grupy	Ogółem w tys.	Powierzchnia UR w ha					
		<2	[2, 5)	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %					
Polska	1410,7	21,6	32,7	21,7	14,3	7,2	2,4
I	348,4	12,3	21,0	22,7	23,9	15,0	5,1
II	132,8	19,3	25,7	19,4	16,4	11,0	8,2
III	602,3	17,6	36,7	25,9	13,7	5,1	1,0
IV	327,3	36,9	41,9	13,8	4,5	2,1	0,9

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Bożek i Szewczyk (2019).

Do grupy I, o najlepszej strukturze obszarowej, należą województwa: kujawsko-pomorskie, podlaskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie i wielkopolskie, w których gospodarstwa duże i bardzo duże stanowią średnio 20,1% wszystkich gospodarstw, a 12,3% ogółu to gospodarstwa do 2 ha UR.

Grupa II obejmuje województwa: dolnośląskie, lubuskie, opolskie i zachodniopomorskie, o relatywnie wysokim udziale gospodarstw o powierzchni 20–50 ha UR (średnio 11%) oraz najwyższym w stosunku do pozostałych grup udziale gospodarstw o wielkości 50 ha i więcej (ok. 8%).

W województwach z grupy III – lubelskim, łódzkim, mazowieckim i świętokrzyskim – przeważają gospodarstwa o powierzchni 2–10 ha UR (63%). Odsetek gospodarstw do 2 ha UR jest na poziomie porównywalnym z grupą poprzednią, natomiast niewielkie są udziały gospodarstw o powierzchni 20–50 ha (średnio 5,1%) oraz 50 ha i więcej (jedynie 1%).

Najbardziej niekorzystną strukturą gospodarstw charakteryzuje się grupa IV, skupiająca województwa: małopolskie, podkarpackie i śląskie. Dominują tu gospodarstwa do 5 ha UR, które stanowią 78,8% ogółu.

Oprócz rozkładu liczby gospodarstw drugim ważnym wyznacznikiem struktury obszarowej gospodarstw jest powierzchnia UR przez nie zajmowana, gdyż to ona w dużym stopniu determinuje przeciętne ekonomiczne warunki produkcji rolnej w danym kraju (Babiak, 2010; Poczta, Sadowski i Baer-Nawrocka, 2013). W tabl. 4 przedstawiono powierzchnię UR (w ujęciu procentowym) zajmowaną przez gospodarstwa z przyjętych wyżej grup obszarowych w poszczególnych krajach UE.

Tabl. 4. Powierzchnia UR skupiona w gospodarstwach o różnej wielkości w krajach UE w 2016 r. według grup typologicznych krajów

Kraje	Ogółem w tys. ha	Powierzchnia UR w ha				
		<5	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %				
Grupa I						
Belgia	1354	0,9	2,6	7,0	27,3	62,2
Czechy	3455	0,3	1,1	1,8	4,3	92,5
Dania	2615	0,1	2,1	3,4	9,0	85,4
Finlandia	2233	0,2	2,1	6,6	24,2	66,9
Francja	27814	0,8	1,1	2,1	9,1	86,9
Holandia	1796	1,3	3,0	7,0	31,2	57,5
Irlandia	4884	0,6	2,5	10,2	35,1	51,6
Niemcy	16715	0,2	1,9	5,1	13,3	79,4
Szwecja	3013	0,7	3,7	6,1	13,0	76,5
Wielka Brytania	16673	0,3	1,1	2,4	8,0	88,2
Średnia	.	0,5	2,1	5,2	17,4	74,7
Grupa II						
Austria	2670	3,8	6,1	14,8	36,2	39,1
Estonia	995	1,3	2,6	3,8	7,2	85,1
Litwa	2925	6,9	7,8	9,2	12,8	63,2
Łotwa	1931	2,8	6,0	10,5	13,7	67,1
Średnia	.	3,7	5,6	9,6	17,5	63,6

Tabl. 4. Powierzchnia UR skupiona w gospodarstwach o różnej wielkości w krajach UE w 2016 r. według grup typologicznych krajów (dok.)

K r a j e	Ogółem w tys. ha	Powierzchnia UR w ha				
		<5	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %				
Grupa III						
Chorwacja	1563	11,4	8,9	8,2	12,5	59,0
Grecja	4554	18,5	12,6	12,4	15,1	41,4
Hiszpania	23230	4,3	4,3	6,7	13,9	70,8
Polska	14406	13,2	15,0	19,3	20,8	31,6
Portugalia	3642	9,1	5,9	7,3	10,8	66,9
Słowacja	1890	1,5	1,3	1,9	3,2	92,1
Słowenia	488	19,9	23,0	23,0	20,4	13,7
Włochy	12598	11,7	10,1	13,2	22,1	42,9
Średnia	.	11,2	10,1	11,5	14,9	52,3
Grupa IV						
Bułgaria	4469	2,9	1,6	2,3	5,9	87,3
Cypr	112	28,1	10,2	12,4	16,2	33,1
Rumunia	12503	28,7	10,4	5,3	4,4	51,1
Węgry	4671	4,8	4,1	6,0	10,7	74,4
Średnia	.	16,1	6,6	6,5	9,3	61,5

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu, www.europa.eu/eurostat (dostęp: 22.05.2019).

Zróżnicowanie w tym zakresie, podobnie jak w przypadku liczby gospodarstw, jest bardzo duże, np. gospodarstwa do 5 ha UR skupiają od 0,1% powierzchni UR w Danii do 28,7% w Rumunii. Najbardziej znaczące różnice dotyczą największych gospodarstw – skupiają one od 13,7% powierzchni UR w Słowenii do 92,5% w Czechach.

W krajach z grupy I, o najlepszej strukturze gospodarstw, gospodarstwa o powierzchni do 5 ha UR i 5–10 ha łącznie zajmują poniżej 5% ogólnej powierzchni UR w danym kraju, a w większości tych krajów ponad 70% UR przypada na gospodarstwa największe, o powierzchni 50 ha i więcej.

W grupie II gospodarstwa do 5 ha UR i 5–10 ha łącznie skupiają niewiele ponad 9% ogółu UR w danym kraju, a gospodarstwa największe, liczące 50 ha i więcej, zajmują 63–85% UR (z wyjątkiem Austrii, gdzie gospodarstwa te zajmują niespełna 40%).

Grupa III, w której znajduje się Polska, jest bardzo zróżnicowana. W Hiszpanii, Portugalii i na Słowacji struktura użytkowania ziemi okazuje się zbliżona do grupy II – gospodarstwa o powierzchni co najmniej 50 ha UR w tych krajach skupiają 66–90% UR. W Polsce największe gospodarstwa zajmują niespełna 1/3 powierzchni UR. Pod tym względem Polska odbiega również od Bułgarii i Węgier (należących do grupy IV, o największym rozdrobnieniu gospodarstw), gdzie gospodarstwa do 5 ha UR zajmują

tylko, odpowiednio, 2,9% i 4,8% UR, a gospodarstwa największe, o powierzchni co najmniej 50 ha – 87,3% i 74,4% UR.

Sytuację Polski w ujęciu regionalnym pod względem struktury użytkowania ziemi przedstawia tabl. 5, w której podano również powierzchnię UR ogółem w grupach województw. Powierzchnia UR w wyodrębnionych grupach województw jest zbliżona do ogólnej powierzchni UR wielu krajów UE, np. grupa I obejmuje 5,5 mln ha UR, podczas gdy ogólna powierzchnia UR Węgier wynosi 4,6 mln ha, Grecji – 4,5 mln ha, Portugalii – 3,6 mln ha itd., możliwe jest zatem porównywanie grupy województw z krajami UE pod względem badanej struktury.

Tabl. 5. Powierzchnia UR skupiona w gospodarstwach o różnej wielkości w 2016 r. w grupach typologicznych województw

Grupy	Ogółem w tys. ha	Powierzchnia UR w ha				
		<5	[5, 10)	[10, 20)	[20, 50)	≥50
		w %				
I	5564,2	5,5	10,6	20,9	26,3	36,7
II	2661,5	5,4	7,1	11,1	16,3	60,0
III	4801,2	17,8	23,2	24,7	20,0	14,3
IV	1516,4	40,5	19,2	11,0	10,8	18,4

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (2017).

Najkorzystniejszą sytuację zaobserwowano w województwach z grupy I i II, w których gospodarstwa do 5 ha UR zajmują średnio mniej niż 6% ogólnej powierzchni UR, a gospodarstwa największe, o powierzchni co najmniej 50 ha, odpowiednio 60% i 36,7% UR. Pod tym względem regiony te mają zbliżoną strukturę do Hiszpanii, Węgier i Portugalii.

Mniej korzystnie należy ocenić sytuację w województwach z grupy III, w których gospodarstwa do 5 ha UR skupiają średnio 18% ogółu użytków, a prawie połowa UR pozostaje w użytkowaniu gospodarstw o powierzchni 5–20 ha (przy czym 5–10-hektarowe skupiają 23% UR, a 10–20-hektarowe – 25% UR). Taka struktura nie występuje w żadnym innym kraju UE oprócz Słowenii. Województwa południowe i wschodnie cechują się specyficzną, bardzo rozdrobnioną strukturą, gdzie ok. 40% UR zajmują gospodarstwa do 5 ha UR, niespełna 20% – gospodarstwa 5–10-hektarowe, a największe, o powierzchni co najmniej 50 ha – jedynie 18% UR.

4. Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki analizy struktury obszarowej gospodarstw rolnych w Polsce na tle innych krajów UE. Badane kraje podzielono na cztery grupy złożone z obiektów (krajów) o podobnej strukturze obszarowej gospodarstw. Do grupy I

należy 10 krajów o najkorzystniejszej strukturze (Belgia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Holandia, Irlandia, Niemcy, Szwecja i Wielka Brytania), w których gospodarstwa największe, o powierzchni co najmniej 50 ha UR, stanowią średnio prawie 30% ogólnej liczby gospodarstw w danym kraju i skupiają średnio 75% powierzchni UR. Gospodarstwa do 5 ha UR stanowią w tej grupie średnio 12% ogółu i zajmują poniżej 1% UR.

W grupie II (Austria, Estonia, Litwa i Łotwa) gospodarstwa do 5 ha UR stanowią już znaczny odsetek (średnio 37%), ale skupiają średnio niespełna 4% UR. Udział największych gospodarstw, co najmniej 50-hektarowych, wynosi w tych krajach nieco ponad 10% ogółu, ale zajmują one średnio niemal 64% UR.

Polska znajduje się w grupie III, o dużym rozdrobnieniu gospodarstw, wraz z Chorwacją, Grecją, Hiszpanią, Portugalią, Słowacją, Słowenią i Włochami. Gospodarstwa małe, do 5 ha UR, stanowią w tych krajach średnio ponad 60% ogółu, a gospodarstwa bardzo duże – ok. 5%. Pod względem struktury użytkowania ziemi (rozkładu UR według grup obszarowych gospodarstw) jest to grupa bardzo zróżnicowana: w Hiszpanii, Portugalii i na Słowacji największe gospodarstwa skupiają 70–90% UR, podczas gdy w Polsce – niewiele ponad 30%.

Bardziej rozdrobnioną strukturę gospodarstw mają jedynie cztery kraje, tworzące grupę IV: Bułgaria, Cypr, Rumunia i Węgry. Dominują w nich gospodarstwa o powierzchni do 2 ha UR, których udział w ogólnej liczbie gospodarstw wynosi średnio ponad 70%, a 13% przypada na gospodarstwa o powierzchni 2–5 ha. Jednak pod względem użytkowania ziemi Bułgaria i Węgry mają strukturę bardzo korzystną, zbliżoną do grupy II.

W ujęciu regionalnym sytuacja Polski przedstawia się korzystniej niż w ujęciu ogólnokrajowym. Województwa zachodnie i północne mają strukturę zbliżoną do grupy II krajów UE, a pozostałe województwa cechuje bardzo duże rozdrobnienie gospodarstw i niekorzystna struktura użytkowania ziemi. Można zatem stwierdzić, że struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce jest rozdrobniona (szczególnie w województwach środkowej i południowej Polski) i odbiega znacząco od struktury w zachodnich i północnych krajach UE. W odniesieniu do nowych krajów członkowskich, takich jak Czechy, Słowacja czy Węgry, sytuacja w polskim rolnictwie jest pod tym względem również mniej korzystna.

Wielkość gospodarstwa stanowi ważne kryterium jego siły ekonomicznej. Nasilająca się presja konkurencyjna na rynku rolnym wymusza powiększanie powierzchni gospodarstw, gdyż jest to jeden z czynników pozwalających uzyskać większą skalę produkcji i związane z tym korzyści (np. obniżenie kosztów jednostkowych produkcji, wzrost dochodów). Istnieje zatem potrzeba dalszych przemian w polskim rolnictwie, zmierzających w kierunku poprawy struktury obszarowej gospodarstw. Takie działania przyczynią się do zwiększenia siły ekonomicznej oraz konkurencyjności polskich gospodarstw rolnych w stosunku do gospodarstw zachodnich krajów UE.

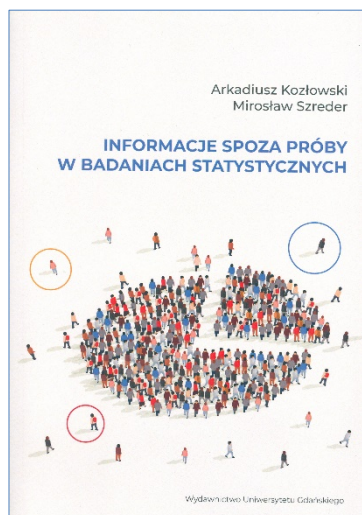
Bibliografia

- Alanen, I. (2017). *Mapping the Rural Problem in the Baltic Countryside: Transition Processes in the Rural Areas of Estonia, Latvia and Lithuania*. Routledge.
- Babiak, J. (2010). Zmiany w strukturze rolnictwa krajów Unii Europejskiej. *Rocznik Integracji Europejskiej*, (4), 87–97.
- Binderman, Z., Koszela, G., Szczesny, W. (2014). Zmiany w strukturze gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej w latach 2003–2010 (aspekty metodyczne). *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 14(3), 15–26.
- Bogocz, D., Bożek, J., Kukuła, K., Strojny, J. (2010). *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Bożek, J. (2013). Klasyfikacja podregionów pod względem podobieństwa struktury agrarnej. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 1–16.
- Bożek, J. (2018). Zróżnicowanie i dynamika liczby małych obszarowo gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej. *Problemy Drobnych Gospodarstw Rolnych*, (3), 5–19. DOI: 10.15576/PDGR/2018.3.5.
- Bożek, J., Bogocz, D. (2012). Przestrzenne zróżnicowanie struktury agrarnej województw w ujęciu dynamicznym. *Zeszyty Naukowe Małopolskiej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Tarnowie. Prace z zakresu zarządzania*, 20(1), 21–38.
- Bożek, J., Bożek, B. (2011). Typologia struktury agrarnej województw w ujęciu dynamicznym z zastosowaniem klasyfikacji rozmytej. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 12(2), 91–100.
- Bożek, J., Nowak, C., Ziolo, M. (2020). Changes in agrarian structure in the EU during the period 2010–2016 in terms of typological groups of countries. *Agricultural Economics*, 66(7), 307–316. DOI: 10.17221/43/2020-AGRICECON.
- Bożek, J., Sin, A., Nowak, Cz., Kukuła, K. (2018). Types of EU countries agrarian structure, based on fuzzy structure classification. *Romanian Agricultural Research Journal*, (35), 1–9.
- Bożek, J., Szweczyk, J. (2019). Zmiany struktury obszarowej gospodarstw rolnych w ujęciu grup typologicznych województw. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, (8), 19–31. DOI: 10.5604/01.3001.0013.7597.
- Dzun, W. (2012). Zmiany skali wykorzystania zasobów gruntów rolnych w Polsce w procesie przemian systemowych i integracji z Unią Europejską. *Zagadnienie Ekonomiki Rolnej*, (1), 18–39.
- GUS. (2017). Charakterystyka gospodarstw rolnych w 2016 r. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Homolac, L., Tomsik, K. (2016). Historical development of land ownership in the Czech Republic since the foundation of the Czechoslovakia until present. *Agricultural Economics*, 62(11), 528–536. DOI: 10.17221/250/2015-AGRICECON.
- Jajuga, K. (1984a). O sposobach określania liczby klas w zagadnieniach klasyfikacji i klasyfikacji rozmytej. W: Z. Hellwig, L. Waręzak (red.), *Metody taksonomiczne i ich zastosowanie w badaniach ekonomicznych*. Wrocław: Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej.
- Jajuga, K. (1984b). Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji. *Przegląd Statystyczny*, (3/4), 237–290.

- Janovska, V., Simova, P., Vlasak, J., Sklenicka, P. (2017). Factors affecting farm size on the European level and the national level of the Czech Republic. *Agricultural Economics*, 63(1), 1–12. DOI: 10.17221/317/2015-AGRICECON.
- Jeleček, L., Kabrda, J. (2015). Změny ve využití ploch Česka 1990–2010 a jejich společenské hybné síly. *Geografické informace*, 19(2), 38–61. DOI: 10.17846/GI.2015.19.2.38-61.
- Karwat-Woźniak, B., Chmieliński, P. (2016). Przemiany w strukturze agrarnej polskiego rolnictwa i wpływ wybranych instrumentów WPR na te procesy. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Polityka ekonomiczna*, (450), 272–286. DOI: 10.15611/pn.2016.450.24.
- Mieszczankowski, M. (1983). *Rolnictwo II Rzeczypospolitej*. Warszawa: Książka i Wiedza.
- Migdał-Najman, K., Najman, K. (2013). Analiza porównawcza wybranych metod analizy skupień w grupowaniu jednostek o złożonej strukturze grupowej. *Zarządzanie i Finanse*, 11(3), 179–194.
- Nowak, E. (1990). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Pluta, W. (1984). Metoda oceny wyników delimitacji. W: Z. Hellwig, L. Waręzak (red.), *Metody taksonomiczne i ich zastosowanie w badaniach ekonomicznych* (s. 63–75). Wrocław: Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej.
- Pocza, W., Sadowski, A., Baer-Nawrocka, A. (2013). *Gospodarstwa rolne w Polsce na tle gospodarstw Unii Europejskiej – wpływ WPR*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Prus, B., Król, K. (2017). Ocena zastosowania wybranych metod taksonomicznych do klasyfikacji zjawisk społeczno-gospodarczych. *Acta Scientiarum Polonorum, Formatio Circumiectus*, 16(2), 179–197. DOI: 10.15576/ASP.FC/2017.16.2.179.
- Rzeszutko, A. (2017). Zmiany struktur wytwórczych w rolnictwie krajów UE jako efekt procesów integracyjnych. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (319), 224–237.
- Stańko, S., Mikuła, A. (2016). Zmiany struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE-15 i w Polsce. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 16(1), 234–244.
- Wąs, A., Małażewska, S. (2012). Przemiany strukturalne w rolnictwie w wybranych krajach europejskich. *Roczniki Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 99(4), 75–88.
- Wysocki, F. (2010). *Metody taksonomiczne w rozpoznawaniu typów ekonomicznych rolnictwa i obszarów wiejskich*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego.
- Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy Sets. *Information and Control*, 8(3), 338–353. DOI: 10.1016/S0019-9958(65)90241-X.

Recenzja książki Arkadiusza Kozłowskiego
i Mirosława Szredera
Informacje spoza próby w badaniach statystycznych

Review of Arkadiusz Kozłowski and Mirosław Szreder's book
Out-of-sample information in statistical research



Język/Language: polski/Polish

Wydawnictwo/Publisher: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego

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

Liczba stron / Number of pages: 156

W ostatnim czasie ukazała się monografia Arkadiusza Kozłowskiego i Mirosława Szredera pt. *Informacje spoza próby w badaniach statystycznych*, wydana nakładem Uniwersytetu Gdańskiego. Książkę poświęcono danym statystycznym, a w szczególności zagadnieniom wzbogacania danych pochodzących z próby o dodatkowe informacje zawarte w dostępnych wtórnych źródłach danych. Jak wiadomo, jakość danych jest warunkiem

nie tylko użyteczności wyników badania statystycznego, lecz w konsekwencji także efektywności podejmowanych decyzji. Autorzy podjęli więc temat bardzo ważny i aktualny zarówno z punktu widzenia badań społecznych, jak i gospodarczych, szczególnie jeśli weźmie się pod uwagę obecną relację pomiędzy wzrastającym popytem na informacje a podażą. Wielość i dostępność nowych źródeł danych sprawiają, że jednym z kluczowych problemów metodycznych staje się ich integracja, głównie w celu pozyskania dodatkowych informacji o badanej populacji. Umiejętność doboru narzędzi i metod badawczych pozwalających na przygotowanie zintegrowanej bazy danych, która ma stanowić podstawę prowadzonej analizy, jest trudna do przecenienia. Poprawne stosowanie w badaniu takich metod, jak imputacja czy kalibracja, minimalizujących negatywny wpływ błędów nielosowych, wymaga jednak nie tylko przyjęcia właściwego podejścia, lecz także dokonania w każdym konkretnym badaniu indywidualnej oceny dotyczącej m.in. dostępu do informacji spoza próby.

W polskiej literaturze przedmiotu brakuje prac poświęconych problematyce badań częściowych, zwłaszcza o charakterze reprezentacyjnym, które poruszałyby

m.in. zagadnienia właściwego wykorzystania dostępnych źródeł informacji czy uogólnień wyników badania na poziom populacji. Recenzowana książka wypełnia tę lukę. Autorzy oprócz prezentacji metod znanych z literatury przedmiotu położyli nacisk na ich praktyczne zastosowanie i sięgnęli po egzemplifikacje odnoszące się do praktyki badań statystycznych. Na podkreślenie zasługuje przedstawienie w pracy autorskich propozycji rozwiązań metodycznych służących poprawie jakości wnioskowania.

Monografia składa się z pięciu rozdziałów. Pierwszy zawiera ogólne informacje dotyczące źródeł danych i ich jakości. Przedstawiono w nim charakterystykę badań statystycznych z uwzględnieniem podziału na badania pełne i próbkowe. Szczególną uwagę poświęcono badaniom niewyczerpującym, ich specyfice i etapom projektowania. Omówiono rodzaje źródeł informacji spoza próby i scharakteryzowano błędy w badaniach statystycznych, zwracając uwagę na rolę błędów nielosowych. W ostatniej części rozdziału autorzy odnieśli się do najnowszych trendów badawczych i podjęli rozważania na temat szans i wyzwań, jakie niesie big data.

Rozdział drugi poświęcono próbkowaniu nieprobabilistycznemu w aspekcie roli, jaką odgrywa w nim informacja dodatkowa. Wskazano przesłanki i konsekwencje stosowania próbkowania nielosowego oraz wybrane sposoby nieprobabilistycznego doboru próby (dobór przypadkowy, celowy, kwotowy, metodą kuli śnieżnej). W załączniku do tego rozdziału porównano trzy najważniejsze interpretacje prawdopodobieństwa: klasyczną, częstościową i personalistyczną oraz ukazano, jak ewoluowała definicja tego pojęcia. Podkreślono znaczenie definicji personalistycznej, odwołującej się do wiedzy ekspertów i badaczy na temat stanowiący przedmiot badania.

Rozdział trzeci dotyczy próbkowania probabilistycznego, a przede wszystkim funkcji, jaką pełni w nim informacja spoza próby. Omówiono znaczenie losowego wyboru próby badawczej oraz syntetycznie przedstawiono ogólną charakterystykę badania reprezentacyjnego i wiążącego się z nim wnioskowania statystycznego. Następnie przybliżono zagadnienie wykorzystania w badaniu informacji wstępnej o populacji – pochodzącej z dodatkowego źródła – przy zastosowaniu podstawowych technik losowania, takich jak losowanie systematyczne, warstwowe i zrównoważone oraz zespołowe.

W kolejnym rozdziale poruszono niezwykle istotny i coraz dotkliwszy w badaniach statystycznych problem braków odpowiedzi. Wprowadzone w ostatnim czasie uregulowania prawne spowodowały wzrost liczby zarówno odmów udziału w badaniu, jak i braków odpowiedzi. Mają one głównie charakter nielosowy, co może być przyczyną poważnego obciążenia uzyskanych wyników i rzutować na jakość badania. Warto więc sięgać po metody, które pozwalają tego uniknąć poprzez wprowadzenie do badania informacji spoza próby. Autorzy zapoznają czytelnika z wieloma metodami zaliczanymi do grupy technik imputacji. Podają również ściśle teoretycz-

ne informacje dotyczące braków odpowiedzi. Omawiają rodzaje i przyczyny powstawania braków odpowiedzi, metody zapobiegania im oraz wpływ braków odpowiedzi na wnioskowanie z próby.

Swego rodzaju uzupełnieniem tej problematyki jest ostatni rozdział, poświęcony technikom ważenia i przeważania danych w celu poprawy stopnia reprezentatywności próby. Przedstawiono w nim m.in. metody pozwalające na korektę niektórych błędów nielosowych oraz podejście kalibracyjne, w którym – dzięki wagom kalibracyjnym wyznaczonym na podstawie informacji spoza próby – możliwa jest redukcja błędu losowania i obciążenia wynikającego z braków odpowiedzi.

Książkę opatrzono, oprócz bibliografii, indeksem pojęć i spisem oznaczeń. Warto zaznaczyć, że w pracy podano angielskie odpowiedniki omawianych pojęć, co ułatwia znalezienie dodatkowych informacji i poszerzenie wiedzy z zakresu poruszanych zagadnień.

Publikację cechuje precyzja i logiczność wywodów. Autorzy przedstawiają treści w sposób przejrzysty i zrozumiały dla odbiorców, do których z pewnością mogą się zaliczać nie tylko statystycy.

Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu,
Instytut Informatyki i Ekonomii Ilościowej)

WYDAWNICTWA GUS. SIERPIEŃ 2020

PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. AUGUST 2020

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

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



Tytuł: Rynek producentów wyrobów budowlanych w latach 2015–2018

Title: Market of construction products manufacturers in 2015–2018

Język: polski (dodatkowo przedmowa, spis treści, synteza i uwagi metodologiczne w j. angielskim)

Language: Polish (additionally preface, contents, executive summary and methodological notes in the English version)

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Publikacja ma charakter analityczny. Scharakteryzowano w niej kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw przemysłowych produkujących wyroby budowlane, a także efekty rzeczowe ich działalności w latach 2015–2018. Opracowanie zawiera również informacje o podaży wyrobów budowlanych na polskim rynku przygotowane na podstawie danych o produkcji sprzedanej oraz o eksporcie i imporcie. W uzupełnieniu zamieszczono dane ukazujące pozycję Polski na tle krajów Unii Europejskiej m.in. jako producenta i eksportera wybranych wyrobów budowlanych. Materiał analityczny wzbogacono wykresami i mapami, a także danymi tabelarycznymi (w tablicach Excel).



Tytuł: *Wypracowanie metodologii oraz badanie stopnia dostosowania wybranych przedsiębiorstw do wymogów gospodarczych, jakie stawia czwarta fala rewolucji przemysłowej (Przemysł 4.0)*

Title: *Development of methodology and survey of the degree of adjustment of selected enterprises of the economic requirements of the fourth wave of the industrial revolution (Industry 4.0)*

Język: polski (dodatkowo przedmowa i spis treści w j. angielskim)

Language: Polish (additionally preface and contents in the English version)

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Raport prezentuje wyniki pracy badawczej o charakterze eksperymentalnym, mającej na celu opracowanie metodologii badania służącego ocenie stopnia dostosowania przedsiębiorstw do wymogów gospodarczych czwartej rewolucji przemysłowej. Na tę pracę składały się również przetestowanie opracowanego podejścia badawczego oraz analiza zjawisk warunkujących postęp technologiczny wybranych przedsiębiorstw. W rezultacie możliwa była ocena wyposażenia i zastosowania zaawansowanych technologii w przedsiębiorstwach oraz ich wpływu na badane jednostki. Publikacja stanowi pierwszy krok do pełnego opisu złożonego zagadnienia, jakim jest czwarta rewolucja przemysłowa.

W sierpniu br. ukazały się ponadto:

- „Biuletyn statystyczny” nr 7/2020;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (czerwiec 2020 r.);*
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2020 (sierpień 2020);*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lipcu 2020 r.;*
- „Przegląd Statystyczny. Statistical Review”, 1/2020;
- *Rachunki narodowe według sektorów instytucjonalnych w latach 2015–2018;*
- *Regiony Polski 2020;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w lipcu 2020 r.;*
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 8/2020;
- *Zeszyt metodologiczny. Pracujący w gospodarce narodowej.*

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

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

Justyna Gustyn (Główny Urząd Statystyczny, Departament Opracowań Statystycznych)

DLA AUTORÓW FOR THE AUTHORS

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

W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) zamieszczane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, które prezentują wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej bądź ekonometrii. Ukazują się również artykuły przeglądowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. W czasopiśmie publikowane są prace w języku polskim i angielskim.

Od 2007 r. „WS” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych 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” otrzymały 20 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: Agro, BazEkon, Central and Eastern European Online Library (CEEOL), Central European Journal of Social Sciences and Humanities (CEJSH), ICI Journals Master List, ICI World of Journals, Norwegian Register for Scientific Journals and Publishers (The Nordic List) oraz POL-index.

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

1. Zgłaszanie artykułów

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

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe, kod/kody JEL oraz ORCID i afiliację autora. Tytuł, streszczenie i słowa kluczowe powinny być podane w językach polskim i angielskim.

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

Autor jest zobowiązany do podania w artykule wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” należy poinformować o tym redakcję.

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

Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia (do pobrania ze strony internetowej czasopisma) o oryginalności pracy i niezłożeniu jej w innym wydawnictwie, zawierającego zgodę na przeniesienie autorskich praw majątkowych, numer ORCID, afiliację lub afiliacje oraz dane kontaktowe autora, wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma. Oryginał oświadczenia należy wysłać na adres: Redakcja „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”, Główny Urząd Statystyczny, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa.

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

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. Zasady etyki publikacyjnej COPE

Redakcja „WS” 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, zespół redakcyjny, recenzentów i wydawcę.

3.1. Odpowiedzialność autorów

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

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

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

3.2. Odpowiedzialność zespołu redakcyjnego

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 „WS” 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 jakiegokolwiek 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 jest ich oryginalnym dziełem, oraz określają swój wkład w opracowanie artykułu.
5. Redaktorzy weryfikują zgłoszony maszynopis pod względem zgodności z celem i zakresem tematycznym czasopisma oraz spełniania wymogów redakcyjnych „WS”, a także ewentual-

nych przejawów nierzetelności naukowej i możliwości wystąpienia konfliktu interesów. Obiektywną ocenę oryginalności tekstu zapewnia system antyplagiatowy stosowany przez redakcję.

6. Redakcja jest odpowiedzialna za ustalenie spójnych kryteriów oceny artykułu oraz wybór niezależnych recenzentów, którzy są zobligowani do złożenia oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE (publicationethics.org/resources/guidelines-new/cope-ethical-guidelines-peer-reviewers) i niewystępowaniu konfliktu interesów. Informacje dotyczące maszynopisu mogą być przekazywane przez redakcję wyłącznie autorem, recenzentem, wydawcy lub 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 tematycznego i merytorycznego. 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.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie 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. Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w internecie 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 z „WS” wymagają zgody wydawcy.
3. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przeprosin.

4. Wymogi redakcyjne

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

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

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł.
2. Dane autora: imię i nazwisko, ORCID, afiliacja.
3. Streszczenie (zalecana objętość – do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa). W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych i najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel pracy, przedmiot i najważniejsze wnioski.
Streszczenie to podstawowe źródło informacji o artykule, warunkujące też decyzję czytelnika o zapoznaniu się z całą pracą. Dlatego powinno być przygotowane ze szczególną starannością i dbałością o umieszczenie w nim wszystkich wymaganych elementów.
4. Słowa kluczowe – najistotniejsze pojęcia lub wyrażenia użyte w pracy (nie mniej niż trzy). Powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. Tłumaczenie tytułu, streszczenia i słów kluczowych (na język angielski w przypadku artykułu napisanego w języku polskim, a na język polski w przypadku artykułu napisanego w języku angielskim).
7. W artykule opisującym badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające: syntetyczne przedstawienie zagadnień teoretycznych, uzasadnienie podjęcia danego problemu badawczego, cel badania i krytyczne odniesienie do literatury przedmiotu. W wyjątkowych przypadkach, kiedy istotne dla podjętego tematu jest obszerniejsze przedstawienie dyskusji toczącej się w literaturze, przegląd literatury może stanowić odrębną część artykułu;
 - metoda badania, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania wraz z wnioskami;
 - podsumowanie, które powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule, bez podawania danych liczbowych; końcowe wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badania.Wszystkie części powinny być opatrzone numerami.

8. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

4.2. Przygotowanie artykułu

1. Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej.
2. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenia, słowa kluczowe, kody JEL, śródtytuły, elementy graficzne (tablice, zestawienia, wykresy, schematy), przypisy;
 - Times New Roman – tekst główny, bibliografia.
7. Wielkość czcionki:
 - 14 pkt – tytuł, autor, tytuły rozdziałów;
 - 12 pkt – tekst główny, tytuły podrozdziałów;
 - 10 pkt – pozostałe elementy.
8. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
9. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.
10. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.
11. Przy wyliczeniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktorami w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
12. Strony ponumerowane automatycznie.
13. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
14. Wykresy, mapy i schematy należy zamieścić w tekście głównym. Wykresy powinny być edytowalne (optymalnie wykonane w programie Excel; w przypadku wykonania w programie graficznym powinny mieć postać wektorową). Dane, na podstawie których opracowano wykresy, należy przekazać osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole.
18. Oznaczenia literowe należy zapisywać następująco: liczby i inne wielkości niezłożone – małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektory – małe litery,

kursywa, pogrubione (np. *a*, *w*, *y*(*x*), *w_i*); macierze – duże litery, proste, pogrubione (np. **A**, **M**, **Y**(*x*), **M_i**).

19. Objaśnienia znaków umownych w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
21. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
22. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

4.3. 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 łączyć 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 powołaniach na tę samą pracę należy podać nazwisko pierwszego autora, a nazwiska pozostałych autorów zastąpić określeniem „i współpracownicy” (gdy wchodzi one w skład zasadniczej części zdania) lub „i in.” (gdy stanowią element przypisu podanego w nawiasie). Przykład zapisu z przywołaniem po raz pierwszy: Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)... Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, że... Przykład zapisu z kolejnymi przywołaniami: 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, a nazwiska pozostałych autorów zastąpić określeniem „i współpracownicy” (gdy wchodzi one w skład zasadniczej części zdania) lub „i in.” (gdy stanowią element przypisu podanego w nawiasie). W bibliografii załącznikowej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy. Przykład zapisu: Nowakowski i współpracownicy (1997) twierdzą, że... Pierwsze badania na ten temat sugerują... (Nowakowski i in., 1997).

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 / tych samych 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 tylko pracę czytaną. Przykład zapisu: Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)... Badania sugerują, że... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

1. Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy podać alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora / tych samych autorów należy je uporządkować chronologicznie według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora / tych samych autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy ułożyć je alfabetycznie według tytułu i odpowiednio oznaczyć, dopisując przy roku publikacji litery a, b, c itd.
2. 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.
3. 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.
4. Książka: Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
5. Książka napisana pod redakcją: Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
6. 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.
7. 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 informację 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: DD.MM.RRRR).

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

ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW

THEMATIC SCOPE OF SECTIONS

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

Studia metodologiczne

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

Statystyka w praktyce

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

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze

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

Edukacja statystyczna

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

Z dziejów statystyki

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

Dyskusje. Recenzje. Informacje

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