

Małgorzata STEC¹

ANALIZA POZIOMU ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO WOJEWÓDZTW POLSKI Z UWZGLĘDNIENIEM DOKŁADNOŚCI DANYCH STATYSTYCZNYCH

Artykuł prezentuje rezultaty badań dotyczące oceny poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski w wybranych aspektach tego rozwoju. Badaniami objęto lata 2005–2016. Porządkowania liniowego województw Polski dokonano za pomocą metody unitaryzacji zerowanej.

W pracy zwrócono uwagę także na ważny, lecz pomijany problem związany z dokładnością wykorzystywanych w badaniach danych statystycznych oraz oceną ich wpływu na obliczaną wartość miernika syntetycznego. Pozyskanie każdej wielkości statystycznej jest związane z większym lub mniejszym błędem wynikającym ze sposobu pomiaru takiej wielkości.

W naukach technicznych problem oceny dokładności wyników pomiarów został rozwiązany już w 1993 roku. Elementami wyniku pochodzącego z pomiarów są: wartość zmierzona oraz przedział niepewności wokół tej wielkości. Dokładność informacji statystycznej może być także utożsamiana z błędem bądź niepewnością pomiaru. Niepewność pomiaru jest zdefiniowana jako parametr związany z wynikiem pomiaru charakteryzujący rozrzut wartości, które można w uzasadniony sposób przypisać wielkości mierzonej. Takie podejście pozwala na wyznaczenie granic przedziału, który przy założonym prawdopodobieństwie zawiera nieznaną wartość prawdziwą mierzonej wielkości. Liczbową miarą niepewności pomiaru jest odchylenie standardowe.

W artykule przeprowadzono ocenę wpływu niepewności pomiaru zmiennych diagnostycznych na wartości miary syntetycznej. W tym celu zaproponowano sposób postępowania wykorzystujący metodę Monte Carlo. Uzyskane wyniki potwierdzają, że dokładność danych statystycznych może mieć wpływ na wyniki porządkowania liniowego województw Polski.

Słowa kluczowe: województwa Polski, miara syntetyczna, metoda unitaryzacji zerowanej, metoda Monte Carlo.

1. WPROWADZENIE

Dane statystyczne wykorzystywane w różnego rodzaju analizach powinny być wysokiej jakości. Fakt ten podkreśla m.in. T. Grabiński² uważając, że „rzetelność wyników analiz zależy przede wszystkim od jakości danych wyjściowych, a dopiero w dalszym stopniu od precyzji i adekwatności zastosowanych metod badania”.

¹ Dr Małgorzata Stec, Wydział Ekonomii, Uniwersytet Rzeszowski, ul. Ćwiklińskiej 2, 35-601 Rzeszów; e-mail: małgorzata.a.stec@gmail.com

Małgorzata Stec, PhD, Faculty of Economics, University of Rzeszów, ul. Ćwiklińskiej 2, 35-601 Rzeszów; e-mail: małgorzata.a.stec@gmail.com

² T. Grabiński, *Analiza taksonometryczna krajów Europy w ujęciu regionów*, Kraków 2003, s. 88.

Obecnie, w literaturze ekonomicznej analiza wpływu błędów wynikających z niedokładności danych statystycznych jest pomijana, a dane z rocznika statystycznego lub z dostępnych baz danych traktowane są przez użytkownika jako dokładne. Należy podkreślić, że ograniczanie błędów danych publikowanych w rocznikach statystycznych następuje w wyniku skomplikowanych analiz i obliczeń korygujących prowadzonych m.in. przez GUS, ale i tak otrzymanych danych statystycznych nie można uznać za dokładne. Związane to jest ze sposobem pozyskiwania informacji statystycznych.

Brak analizy wpływu błędów i niepewności wykorzystywanych danych może skutkować przyjęciem nieprawidłowych wniosków na temat badanego zjawiska. W prezentowanym artykule analizowany jest jedynie aspekt niepewności danych statystycznych w odniesieniu do mierników syntetycznych, jednak dotyczy on również takich zagadnień jak badanie trendów bądź analiza regresji.

Celem pracy jest ocena poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski w latach 2005–2016 z uwzględnieniem dokładności danych statystycznych. W badaniach wykorzystano zmienne diagnostyczne określające wybrane aspekty rozwoju społeczno-gospodarczego, tj. sytuację demograficzną i rynek pracy oraz poziom rozwoju infrastruktury społecznej. Porządkowania liniowego województw dokonano za pomocą metody unitaryzacji zerowanej. Przeprowadzono również ocenę wpływu niepewności pomiaru zmiennych diagnostycznych na wartości miary syntetycznej. W tym celu zaproponowano sposób postępowania wykorzystujący metodę Monte Carlo, a obliczenia wykonano z użyciem programu *R*.

2. PODSTAWY TEORETYCZNE DOKŁADNOŚCI DANYCH STATYSTYCZNYCH

Jakość danych statystycznych określają trzy charakterystyki³:

- przydatność danych dla potrzeb użytkowników (postulat ten jest spełniony, gdy użytkownik rozwiązując konkretne zagadnienia, planuje i realizuje specjalne badania),
- aktualność (użyteczność wyników badania maleje wraz z upływem czasu),
- dokładność (wyrażona przez bliskość informacji statystycznej z wartością prawdziwą, czyli taką, którą otrzymano by, gdyby dla wszystkich jednostek badanej zbiorowości zebrano i opracowano dane bez żadnych błędów).

Dokładność danych statystycznych uważana jest za bardzo ważną cechę jakości danych. W dokumencie pt. *Kompendium wiedzy z jakości w statystyce publicznej*⁴ dokładność danych określona jest poprzez bliskość pomiędzy ostatecznie uzyskaną wartością oszacowania parametru (po zgromadzeniu, redakcji, imputacji, szacowaniu danych itp.), a rzeczywistą wartością parametru populacji. Różnica pomiędzy tymi dwiema wartościami jest wartością błędu.

³ C. Domański, K. Pruska, *Nieklasyczne metody statystyczne*, Warszawa 2000, s. 65; J. Kordos, *Dokładność danych w badaniach społecznych*, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 35, 1987, s. 16–18; J. Kordos, *Jakość danych statystycznych*, Warszawa 1988, s. 13.

⁴ *Kompendium wiedzy z jakości w statystyce publicznej*, Urząd Statystyczny w Łodzi, Ośrodek Statystyki Matematycznej przy współpracy z Departamentem Metodologii, Standardów i Rejestrów GUS, Warszawa 2012, s. 9.

Powstaje pytanie, czy wobec tego, że publikowane dane mogą różnić się od rzeczywistych, warto zajmować się ich analizowaniem. Na takie postawione pytanie odpowiedź może być tylko twierdząca. Nie ma innej metody analizy zjawisk makroekonomicznych jak analiza prowadzona na danych statystycznych. Należy jednak zadbać, by były one jak najdokładniejsze. Wszelkie opinie eksperckie obciążone będą fragmentarycznością wiedzy oraz subiektywizmem. Ponadto nie zawsze dane obciążone błędami wpływają na wyniki prowadzonych badań, gdyż przedział niepewności jest na tyle mały, że spowodowany nim błąd analizy jest pomijalny. W takim przypadku analiza niepewności niesie ze sobą dodatkową informację pozwalającą uwiarygodnić wnioski, bądź wskazać na te, co do których należy podchodzić z ostrożnością.

Zgodnie z definicją, błąd pomiaru jest różnicą pomiędzy wartością wyznaczoną (zmierzoną) a wartością prawdziwą. W celu wyrażenia błędu jako wartości względnej należy otrzymaną wartość podzielić przez wartość prawdziwą⁵.

$$\delta_X = \frac{X_m - X_p}{X_p} \cdot 100 \quad (1)$$

gdzie: δ_X – błąd pomiaru,
 X_m – wartość zmierzona,
 X_p – wartość prawdziwa.

W przypadku danych statystycznych najczęściej nie jest znana wartość prawdziwa wielkości mierzonej. W takim przypadku zastosowanie ma teoria niepewności pomiarów.

W naukach technicznych problem oceny dokładności wyników pomiarów został uregulowany w 1993 roku⁶. W dokumencie tym określono, że elementami wyniku pochodzącego z pomiarów są: wartość zmierzona oraz przedział niepewności wokół tej wielkości. W przypadku danych statystycznych, ich dokładność może być, podobnie jak w naukach technicznych, utożsamiana z błędem bądź niepewnością pomiaru.

W *Międzynarodowym Słowniku Metrologii*⁷, niepewność pomiaru jest zdefiniowana jako „parametr związany z wynikiem pomiaru charakteryzujący rozrzut wartości, które można w uzasadniony sposób przypisać wielkości mierzonej”. Takie podejście pozwala na wyznaczenie granic przedziału, który przy założonym prawdopodobieństwie zawiera nieznaną wartość prawdziwą mierzonej wielkości. Liczbową miarą niepewności pomiaru jest odchylenie standardowe (lub jego wielokrotność) bądź połowa szerokości przedziału, który odpowiada określonemu współczynnikowi ufności.

Na rys. 1 przedstawiono interpretację niepewności wielkości statystycznej. Odczytana z rocznika statystycznego wielkość przyjęta jest za nominalną wartość zmiennej X . Dla celów analizy wielowymiarowej oznaczana jest symbolem X_n , gdzie n jest numerem kolejnej zmiennej z zestawu zmiennych diagnostycznych. Odczytana wartość traktowana jest jako estymata wartości prawdziwej. Na podstawie informacji o sposobie pozyskiwania danych

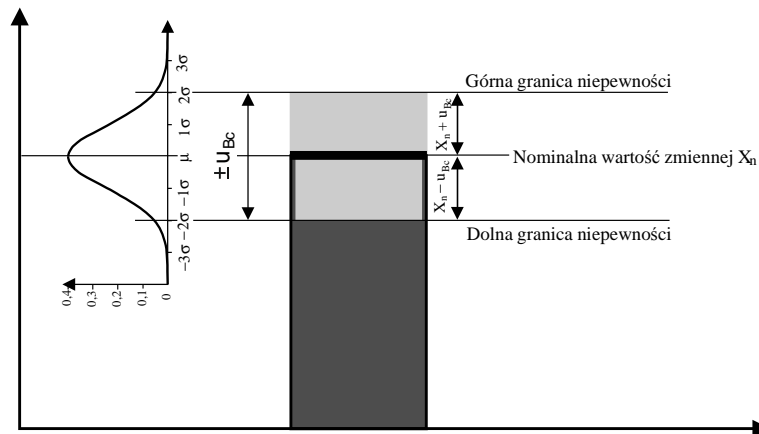
⁵ D. Turzeniecka, *Ocena niepewności wyniku pomiarów*, Poznań 1997, s. 13.

⁶ *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, ISO/IEC/OIML/BIPM*, International Organization for Standardization 1993, 1995.

⁷ *International Vocabulary of Metrology-Basic and General Concepts and Associated Terms, JCGM* 2012, s. 25.

oraz wiedzy badacza dotyczącej analizowanego zjawiska określany jest przedział, w którym przy założonym prawdopodobieństwie znajduje się wartość prawdziwa tej wielkości oraz prawdopodobny jej rozkład.

Istotą prezentowanego podejścia jest założenie, że nie ma pewności, iż wartość nominalna (odczytana z rocznika statystycznego) jest rzeczywistą wartością danej zmiennej. Przyjmuje się jednak, że przy zakładanym rozkładzie prawdopodobieństwa wartość prawdziwa znajduje się w przedziale wyznaczonym przez ten zakładany rozkład.



Rys. 1. Istota niepewności wielkości statystycznej

Źródło: opracowanie własne.

W rocznikach statystycznych nie są publikowane informacje o szacowanych wartościach niepewności obciążających daną wielkość statystyczną. Wobec powyższego autorka takie szacunki wykonała na podstawie dostępnej wiedzy o sposobie pozyskiwania danych służących do wyznaczenia danej wielkości.

Wartość nominalna każdej ze zmiennych X_n wykorzystanych do obliczania miernika syntetycznego odczytana została z rocznika statystycznego. Niepewność u_{Bc} wyrażana jest w postaci górnej oraz dolnej wartości przedziału utworzonego wokół tej wielkości. Rzeczywista wartość danej wielkości statystycznej nie jest znana, a jedynie co można stwierdzić, że z określonym prawdopodobieństwem (uzależnionym od przyjętego rozkładu) znajduje się wewnątrz przedziału określonego przez górną i dolną granicę niepewności.

$$X_R = X_n \pm u_{Bc} \quad (2)$$

gdzie: X_R – przedział, w którym znajduje się wartość prawdziwa zmiennej,
 X_n – wartość nominalna zmiennej,
 u_{Bc} – oszacowana wartość niepewności zmiennej.

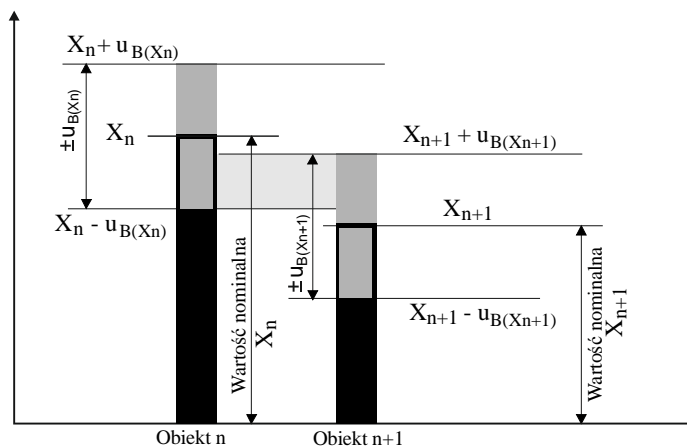
Jeżeli na niepewność wpływa kilka czynników, to łączna wartość niepewności wyrażona jest zależnością:

$$u_{Bc} = \sqrt{u_{B1}^2 + u_{B2}^2 + u_{Bn}^2} \quad (3)$$

W artykule do szacowania niepewności uwzględniono również niepewność związaną z wyznaczeniem danej zmiennej, a także niepewność wynikającą z ilości cyfr znaczących w liczbie oraz błędu zaokrąglania danej zmiennej.

W zależności od sposobu pozyskiwania danych, wielkość niepewności będzie się różnić. Najdokładniejsze dane gromadzone są w oficjalnych rejestrach państwowych, wobec których istnieje prawny obowiązek ich aktualizacji. Do takich rejestrów zalicza się różnego rodzaju ewidencje, np. ludności, podmiotów gospodarczych, instytucji itp. Jednak również rejestry państwowe nie są w pełni aktualne, co sprawia, że i one obciążone są niepewnością co do rzeczywistych wartości zawartych w nich danych. Przykładem mogą być błędy spowodowane brakiem aktualizacji tych rejestrów, co powoduje, iż dane w nich zawarte różnią się od faktycznych. Dla przykładu: osoby wyjeżdżające za granicę na stałe lub długi okres czasu nie zawsze ten fakt zgłaszają do ewidencji. Podobne sytuacje występują także dla innych rejestrów.

Przyjmując założenie, że poszczególne zmienne, będące podstawą budowy miernika syntetycznego, obciążone są niepewnościami (nie są znane rzeczywiste ich wartości a jedynie estymaty), należy przeanalizować, czy przedziały te nie są na tyle duże, że „zacierają” różnicę pomiędzy badanymi obiektami. Na rys. 2 w graficzny sposób przedstawiono istotę porównania wartości zmiennych dwóch obiektów (województw), dla których przedziały niepewności „zachodzą na siebie” (pokrywają się). Taki przypadek wystąpi, jeżeli dla zmiennej o charakterze stymulanty, górna granica niepewności obiektu zajmującego niższą pozycję w rankingu ma większą wartość niż dolna granica niepewności obiektu wyżej usytuowanego.



Rys. 2. Przypadek zachodzenia na siebie przedziałów niepewności dwóch obiektów

Źródło: opracowanie własne.

Zachodzenie na siebie przedziałów niepewności może mieć miejsce, jeżeli wartości zmiennych dwóch lub kilku obiektów (województw) w niewielkim stopniu różnią się między sobą, a szacowane niepewności są relatywnie duże. Przy małych zróżnicowaniach wartości zmiennych dla obiektów może także powstać sytuacja, w której kilka obiektów

cechuje się podobnymi wartościami danej zmiennej, co może utrudnić interpretację rzeczywistych różnic pomiędzy tymi obiektami. Analogiczna sytuacja odnosi się również do mierników syntetycznych.

3. NIEPEWNOŚĆ POMIARU ZMIENNYCH DIAGNOSTYCZNYCH WYKORZYSTANYCH W BADANIACH

Ocenę poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw przeprowadzono biorąc pod uwagę zmienne diagnostyczne określające wybrane aspekty tego rozwoju tj. sytuację demograficzną i rynek pracy oraz poziom rozwoju infrastruktury społecznej (tabela 1 i 2). Oceniono także wpływ niepewności zmiennych diagnostycznych na wyniki porządkowania obiektów. W tabeli 1 zestawiono przyjęte do analiz wartości niepewności oraz ilość przypadków pokrywania się (kolizji) przedziałów niepewności poszczególnych zmiennych diagnostycznych spowodowanych zbyt małą różnicą pomiędzy ich wartościami nominalnymi w stosunku do oszacowanej niepewności.

W przypadku czterech zmiennych diagnostycznych oszacowana wartość niepewności była na tyle mała, że nie stwierdzono przypadku pokrywania się przedziałów niepewności obiektów o zbliżonych wartościach nominalnych. Dla dwóch zmiennych diagnostycznych (X5, X9) wystąpiła jedna kolizja, czyli przedziały niepewności dwóch sąsiadujących w rankingu obiektów „zaszły na siebie”. W przypadku zmiennej X8, stwierdzono dwie takie sytuacje „kolizyjne”, a zmiennej X4 sześć. Najwięcej, bo 13 sytuacji kolizyjnych wystąpiło dla zmiennej X6. Należy zauważyć, że przy 16 obiektach (województwach) maksymalna liczba kolizji (nachodzenia na siebie przedziałów sąsiadujących obiektów) wynosi 15. Oznacza to, że przy oszacowanej niepewności na poziomie 2% wartości nominalnej zmiennej diagnostycznej przedział niepewności niemal każdej zmiennej nachodzi na przedział niepewności innej zmiennej (tabela 1).

Tabela 1. Zestawienie oszacowanych niepewności zmiennych diagnostycznych oraz sytuacji dla których następuje pokrywanie się przedziałów niepewności zmiennych określających sytuację demograficzną i rynek pracy (2016 rok)*

Zmienna diagnostyczna	Oszacowana wartość niepewności	Liczba kolizji
X1 – Przyrost naturalny na 1 tys. ludności (S)	0,05%	0
X2 – Saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych na 1 tys. ludności (S)	3%	0
X3 – Zgony niemowląt na 1 tys. urodzeń żywych (D)	0,01%	0
X4 – Zgony na choroby układu krążenia na 100 tys. ludności (D)	1%	6
X5 – Liczba pracujących na 1 tys. ludności (S)	0,1%	1
X6 – Przeciętny dochód rozporządzalny na 1 osobę w zł (S)	2%	13
X7 – Poszkodowani w wypadkach przy pracy na 1 tys. pracujących (D)	0,01%	0
X8 – Stopa bezrobocia w % (D)	0,5%	2
X9 – Liczba bezrobotnych na 1 ofertę pracy (D)	1%	1

* S – stymulanta, D – destymulanta

Źródło: opracowanie własne.

Aspekt „poziom rozwoju infrastruktury społecznej” (tabela 2) charakteryzuje się przeciętnie mniejszymi wartościami niepewności niż aspekt „sytuacja demograficzna i rynek pracy”, co przekłada się na mniejszą liczbę przypadków kolizyjnych. Największa liczba przypadków kolizyjnych (6) ma miejsce dla zmiennej X15, której niepewność oszacowano na poziomie 2%.

Tabela 2. Zestawienie oszacowanych niepewności zmiennych diagnostycznych oraz sytuacji dla których następuje pokrywanie się przedziałów niepewności zmiennych – poziom rozwoju infrastruktury społecznej (2016 rok)*

Zmienna diagnostyczna	Oszacowana wartość niepewności	Ilość kolizji
X10 – Liczba lekarzy na 10 tys. ludności (S)	0,1%	0
X11 – Liczba łóżek w szpitalach ogólnych na 10 tys. ludności (S)	0,01%	0
X12 – Liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1 tys. dzieci w wieku 3-5 lat (S)	0,05%	0
X13 – Liczba uczniów LO w % ludności w wieku 15-19 lat (S)	0,01%	0
X14 – Liczba studentów na 10 tys. ludności (S)	0,01%	1
X15 – Widzowie i słuchacze w teatrach i instytucjach muzycznych na 1 tys. ludności (S)	2%	6
X16 – Liczba przestępstw stwierdzonych w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1 tys. ludności (D)	0,01%	0
X17 – Liczba osób korzystających z pomocy społecznej na 10 tys. ludności (D)	0,01%	0

*S – stymulanta, D – destymulanta

Źródło: opracowanie własne.

Warto zauważyć, że dwuprocentowa niepewność zmiennej X6 skutkowałą trzynastoma sytuacjami kolizyjnymi. Taka sytuacja wynika z mniejszej rozpiętości zmiennej X15 w stosunku do zmiennej X6.

4. METODA BADAWCZA

W pracy, do wyznaczenia wartości miary syntetycznej dla poszczególnych województw w zakresie badanych aspektów rozwoju społeczno-gospodarczego wykorzystano jedną z metod Wielowymiarowej Analizy Porównawczej – metodę unitaryzacji zerowanej⁸. Badania obejmują lata 2005-2016. Normalizację na zmiennych przestrzenno-czasowych (dla całego badanego okresu) przeprowadzono dla wybranych aspektów rozwoju społeczno-gospodarczego według wzorów:

⁸ K. Kukuła, *Budowa rankingu województw ze względu na wyposażenie techniczne rolnictwa w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne” 2014, nr 7, s. 63–67.

Dla stymulant

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_{ij}\}}{R_j} \quad (4)$$

Dla destymulant

$$z_{ij} = \frac{\max\{x_{ij}\} - x_{ij}}{R_j} \quad (5)$$

Wartości miary syntetycznej wyznaczono z wzoru:

$$MS_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m z_{ij} \quad (6)$$

gdzie: MS_i – miara syntetyczna dla i -tego obiektu,
 z_{ij} – znormalizowane wartości zmiennych.
 m – liczba zmiennych.

Ze względu na to, że wykorzystywana w pracy metoda wyznaczania miernika syntetycznego prowadzi do zmiany skali pomiarowej, wyznaczanie niepewności miary syntetycznej metodą analityczną dawałoby niepoprawne wyniki. Dlatego w badaniach wpływu niepewności zmiennych diagnostycznych na niepewność wyznaczonej miary syntetycznej zastosowano metodę Monte Carlo⁹. Polega ona na przeprowadzeniu obliczeń z wykorzystaniem zmiennych losowych w celu rozwiązania problemu numerycznego zadaniem z dziedziny prawdopodobieństwa. Obliczenia zrealizowano z wykorzystaniem programu R.

W celu oszacowania wielkości niepewności miernika syntetycznego przyjęto założenie, że dla odpowiednio dużej próby (w pracy obliczenia wykonano na zestawie danych o liczności 1000 dla każdego obiektu), odchylenie standardowe można uznać za miarę rozrzutu utożsamianą z przedziałem niepewności miary syntetycznej. Przyjęto następujący algorytm postępowania obejmujący następujące etapy:

- dla każdej zmiennej wchodzącej w skład badanego aspektu rozwoju wylosowano po 1000 wartości dla każdego obiektu (16 województw) spełniających następujące warunki:
 - wartość każdej z wylosowanych zmiennych zawierała się w przyjętym przedziale niepewności¹⁰ utworzonym wokół wartości nominalnej dla tej zmiennej,
 - wylosowane wartości dla każdej zmiennej miały rozkład normalny,
 - z wylosowanych zmiennych utworzono zestawy danych (po 1000 zestawów dla każdego obiektu) reprezentujących badany aspekt rozwoju,
 - wylosowane zestawy danych poddawano normalizacji,

⁹ M. Stec, *Taksonomiczna analiza poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski. Studium przypadku – województwo podkarpackie*, Rzeszów 2017, s. 87–99.

¹⁰ Przyjęte wartości procentowe niepewności dla poszczególnych zmiennych zamieszczone są w tabeli 1 i 2.

- na podstawie unormowanego zestawu danych obliczano mierniki syntetyczne (1000 wartości mierników cząstkowych),
- z 1000 wyznaczonych mierników syntetycznych cząstkowych obliczono odchylenie standardowe, które stanowiło miarę niepewności miernika syntetycznego.

Przyjęta procedura badawcza pozwoliła na obliczenie nominalnych wartości mierników syntetycznych poszczególnych obiektów (województw) oraz obciążających je niepewności.

5. WYNIKI PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO WOJEWÓDZTW POLSKI W ZAKRESIE BADANYCH ASPEKTÓW ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO W 2016 ROKU

Wartości miary syntetycznej dla województw Polski obliczonej metodą unitaryzacji zerowanej wraz z wartościami przedziału niepewności tej miary dla aspektu związanego z sytuacją demograficzną i rynkiem pracy przedstawia tabela 3. Prezentowane w artykule wyniki dotyczą roku 2016, jednak badania przeprowadzone zostały dla całego okresu 2005–2016.

Tabela 3. Wartości miary syntetycznej wraz z obliczonymi wartościami przedziału niepewności tej miary dla aspektu związanego z sytuacją demograficzną i rynkiem pracy w 2016 roku

Lp.	Województwo	Wartość MS_i	Odchylenie standardowe MS_i	Przedział niepewności MS_i	
				dolna granica	górną granica
1	Mazowieckie	0,8261	0,0401	0,8060	0,8461
2	Pomorskie	0,7621	0,0398	0,7422	0,7820
3	Małopolskie	0,7482	0,0305	0,7330	0,7635
4	Wielkopolskie	0,7197	0,0349	0,7022	0,7371
5	Dolnośląskie	0,6470	0,0339	0,6301	0,6640
6	Śląskie	0,6175	0,0322	0,6014	0,6336
7	Podlaskie	0,6129	0,0317	0,5970	0,6287
8	Lubuskie	0,5997	0,0321	0,5837	0,6158
9	Łódzkie	0,5945	0,0306	0,5792	0,6098
10	Podkarpackie	0,5914	0,0246	0,5791	0,6037
11	Zachodniopomorskie	0,5717	0,0318	0,5558	0,5876
12	Kujawsko-pomorskie	0,5704	0,0278	0,5566	0,5843
13	Lubelskie	0,5625	0,0270	0,5490	0,5760
14	Opolskie	0,5556	0,0278	0,5417	0,5695
15	Warmińsko-mazurskie	0,5374	0,0363	0,5192	0,5556
16	Świętokrzyskie	0,4948	0,0253	0,4822	0,5075

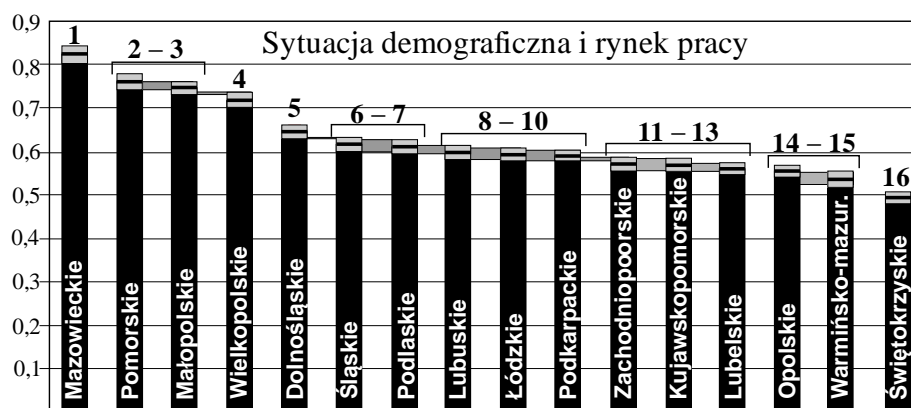
Źródło: obliczenia własne.

Analizie podlegają wartości nominalne poszczególnych mierników syntetycznych, które porządkuje się w tradycyjny sposób. Przedziały niepewności stanowią dodatkową informację umożliwiającą zweryfikowanie utworzonego rankingu obiektów. Podstawą porządkowania jest wartość miernika syntetycznego MS_i , która np. dla województwa mazowieckiego wynosi 0,8261, a dla świętokrzyskiego 0,4948. Różnica wartości miernika pomiędzy najlepszym województwem, a najgorszym wynosi 0,33.

Odchylenie standardowe stanowi miarę niepewności. W celu zwiększenia zaufania do uzyskanego wyniku odchylenie standardowe σ_i przemnożono przez współczynnik 1,96. Tak wyznaczona wielkość dodana do wartości nominalnej miernika MS_i utworzyła górną granicę przedziału niepewności, a odjęta – dolną granicę niepewności. Porównanie górnej oraz dolnej wartości przedziałów niepewności sąsiadujących w rankingu obiektów pozwoliło zweryfikować, czy różnice pomiędzy nominalnymi wartościami miar syntetycznych tych obiektów nie są na tyle małe, że nie ma podstaw do różnicowania ich pozycji.

W 2016 roku, w aspekcie rozwoju społeczno-gospodarczego związanego z sytuacją demograficzną i rynkiem pracy czołowe lokaty w rankingu województw zajęły województwa: mazowieckie, pomorskie, małopolskie, wielkopolskie i dolnośląskie. Końcowe miejsca natomiast przypadły województwom: świętokrzyskiemu, warmińsko-mazurskiemu, opolskiemu, lubelskiemu oraz kujawsko-pomorskiemu.

Na rys. 3 przedstawiono ranking województw Polski pod względem miary syntetycznej określającej sytuację demograficzną i rynek pracy. Wartość miary syntetycznej dla każdego województwa oznaczono kolorem czarnym (czarną kreską na jasnoszarym tle przedziału niepewności), natomiast wyznaczony przedział niepewności miary syntetycznej kolorem jasnoszarym.



Rys. 3. Ranking województw Polski w 2016 roku pod względem miary syntetycznej określającej sytuację demograficzną i rynek pracy z uwzględnieniem niepewności danych statystycznych

Źródło: opracowanie własne.

Analiza danych na rys. 3 pozwala stwierdzić, że różnice miar syntetycznych są zbyt małe, aby móc jednoznacznie uznać pozycje województw w utworzonym rankingu. Przedziały niepewności wokół nominalnych wartości miar MS województw pomorskiego i małopolskiego „zachodzą wzajemnie na siebie”. Istnieje więc ryzyko popełnienia błędu polegającego na tym, że województwo niżej sklasyfikowane ma jednak wyższą wartość miary syntetycznej niż województwo wyżej sklasyfikowane. Uznano więc, że nie ma podstaw do różnicowania pozycji tych województw. Podobne wnioski z analizy wyciągnięto w odniesieniu do województw śląskiego i podlaskiego (poz. 6 i 7), lubuskiego, łódzkiego, podkarpackiego (poz. 8 do 10), zachodniopomorskiego, kujawsko-pomorskiego i lubelskiego (poz. 11 do 13) oraz opolskiego i warmińskiego (poz. 14 i 15). Warto także zauważyć, że wystąpiły również „nachodzenia” przedziałów niepewności pomiędzy takimi wojewódz-

twami jak małopolskie – wielkopolskie, dolnośląskie – śląskie, podlaskie – lubelskie, podkarpackie – zachodniopomorskie. W wyniku analizy stwierdzono, że są one niewielkie, a prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że pozycje tych województw będą odwrotne jest małe. Uznano więc, że miary tych obiektów jednak się różnią. Problem interpretacyjny uzyskanych wyników spowodowany jest tym, że wartości zmiennych diagnostycznych doprowadziły do małej rozpiętości wartości miar syntetycznych województw, co w powiązaniu z wyznaczonymi przedziałami niepewności zatarło różnice między poszczególnymi obiektami analizy.

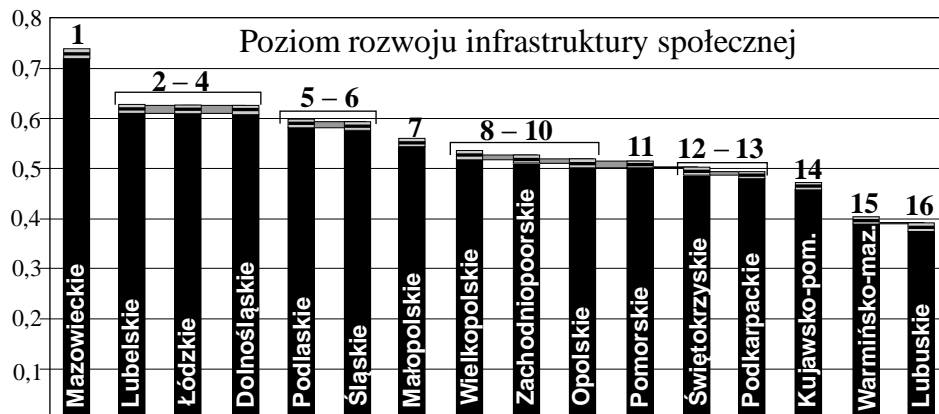
W tabeli 4 zestawiono obliczone wartości mierników syntetycznych województw dla aspektu poziomu rozwoju infrastruktury społecznej w 2016 roku z uwzględnieniem ich niepewności. Analizując wyniki porządkowania liniowego województw pod względem poziomu rozwoju infrastruktury społecznej, można zauważyć, że liderami pod tym względem są województwa: mazowieckie, lubelskie, łódzkie, dolnośląskie oraz podlaskie. Ranking województw zamykają natomiast województwa: lubuskie, warmińsko-mazurskie, kujawsko-pomorskie, podkarpackie oraz świętokrzyskie.

Z analizy wyników zaprezentowanych w tabeli nr 4 oraz na rys. 4 wynika, że pod względem poziomu rozwoju infrastruktury społecznej województwo mazowieckie znacząco wyprzedza pozostałe województwa Polski. Poziom rozwoju województw lubelskiego, łódzkiego i dolnośląskiego jest porównywalny, co w powiązaniu z wyznaczonym przedziałem niepewności ich miar syntetycznych nie dał podstawy do zróżnicowania ich pozycji. Wobec czego uznano, że ułożywały się one na pozycjach od 2 do 4. Również nie różnicowano pozycji województw podlaskiego i śląskiego (5 i 6), wielkopolskiego, zachodniopomorskiego, opolskiego (poz. od 8 do 10), świętokrzyskiego i podkarpackiego (poz. 12 i 13) oraz warmińsko-mazurskiego i lubuskiego (poz. 15 i 16).

Tabela 4. Wartości miary syntetycznej wraz z obliczonymi wartościami przedziału niepewności tej miary dla aspektu związanego z poziomem rozwoju infrastruktury społecznej w 2016 roku

Lp.	Województwo	Wartość MS_i	Odchylenie standardowe MS_i	Przedział niepewności MS_i	
				dolna granica	górną granica
1	Mazowieckie	0,7299	0,0203	0,7198	0,7401
2	Lubelskie	0,6199	0,0173	0,6113	0,6286
3	Łódzkie	0,6195	0,0168	0,6110	0,6279
4	Dolnośląskie	0,6179	0,0186	0,6086	0,6272
5	Podlaskie	0,5906	0,0167	0,5823	0,5990
6	Śląskie	0,5857	0,0167	0,5774	0,5941
7	Małopolskie	0,5523	0,0169	0,5439	0,5608
8	Wielkopolskie	0,5267	0,0173	0,5180	0,5353
9	Zachodniopomorskie	0,5190	0,0163	0,5109	0,5272
10	Opolskie	0,5100	0,0216	0,4992	0,5208
11	Pomorskie	0,5091	0,0154	0,5014	0,5168
12	Świętokrzyskie	0,4958	0,0152	0,4882	0,5034
13	Podkarpackie	0,4874	0,0160	0,4795	0,4954
14	Kujawsko-pomorskie	0,4657	0,0149	0,4583	0,4731
15	Warmińsko-mazurskie	0,3968	0,0141	0,3897	0,4038
16	Lubuskie	0,3840	0,0175	0,3752	0,3927

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Ranking województw Polski w 2016 roku pod względem miary syntetycznej określającej poziom rozwoju infrastruktury społecznej z uwzględnieniem niepewności danych statystycznych

Źródło: opracowanie własne.

6. PODSUMOWANIE

Na podstawie przeprowadzonych badań można sformułować następujące ogólne wnioski:

- Sposób pozyskiwania danych statystycznych powoduje, że są one obciążone niepewnością co do rzeczywistych ich wartości.
- Przedział niepewności uzależniony jest od metody pomiaru danej zmiennej, wielkości próby, jakości rejestrów z których dane pochodzą oraz wielkości błędów, których nie można wyeliminować dostępnymi metodami.
- Zaproponowany sposób analizy miary syntetycznej, uwzględniający niepewność wartości zmiennych diagnostycznych, nie zmienia uporządkowania obiektów, a jedynie pozwala określić przedział zaufania dla uzyskanych wyników analiz.
- Uwzględnienie w analizach niepewności wartości mierników syntetycznych może wpływać na ostateczne wnioski wynikające z badań.
- W przypadku badań porównawczych jednostek przestrzennych, w których wyniki porządkowania liniowego obiektów mają istotne znaczenie, wydaje się za celowe uwzględnienie wpływu niepewności wartości zmiennych diagnostycznych na obliczane miary syntetyczne.

Ponadto uzyskane wyniki pokazują, że zróżnicowanie wartości miar syntetycznych analizowanych w artykule aspektów badawczych nie pozwalają na jednoznaczne zróżnicowanie pozycji wszystkich województw. Wyróżnić można województwa, które w tych aspektach mają bardzo zbliżone wartości miar syntetycznych, tworząc tym samym grupy o podobnym poziomie rozwoju.

LITERATURA

1. Domański C., Pruska K., *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa 2000.
2. Grabiński T., *Analiza taksonometryczna krajów Europy w ujęciu regionów*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2003.
3. *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, ISO/IEC/OIML/BIPM*, International Organization for Standardization 1993, 1995.
4. *International Vocabulary of Metrology-Basic and General Concepts and Associated Terms, JCGM* 2012.
5. *Kompendium wiedzy z jakości w statystyce publicznej*, Urząd Statystyczny w Łodzi, Ośrodek Statystyki Matematycznej przy współpracy z Departamentem Metodologii, Standardów i Rejestrów GUS, Warszawa 2012.
6. Kordos J., *Dokładność danych w badaniach społecznych*, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 35, 1987.
7. Kordos J., *Jakość danych statystycznych*, PWE, Warszawa 1988.
8. Kukuła K., *Budowa rankingu województw ze względu na wyposażenie techniczne rolnictwa w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne” 2014, nr 7.
9. Stec M., *Taksonomiczna analiza poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski. Studium przypadku-województwo podkarpackie*, Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów 2017.
10. Turzeniecka D., *Ocena niepewności wyniku pomiarów*, Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, Poznań 1997.

EVALUATION OF THE LEVEL OF SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT OF POLISH VOIVODSHIPS, TAKING INTO ACCOUNT ACCURACY OF STATISTICAL DATA

The article presents the results of research on the assessment of the level of socio-economic development of Polish voivodeships in selected aspects of this development. The study covered the period 2005-2016. Linear ordering Polish voivodeships was made using the zeroed unitarisation method. The work also draws attention to an important and disregarded problem connected with the accuracy of statistical information employed in research and the evaluation of their influence on calculated value of statistical measure. Obtaining each statistical value is connected with major or minor error arising from a method of its measurement.

In technical sciences the problem of accurate evaluation of measurements was solved in 1993. The constituents of a result taken from measurements are: measured value and uncertainty range around this value. In case of statistical data there is an analogous situation as in case of measurement data. The accuracy of statistical information can also be identified with an error of uncertainty of a measurement.

The uncertainty of measurement is defined as a parameter connected with the result of the measurement characterizing a scatter plot, which can be attributed justifiably to a measured value. This approach allows to set the limit of range, which by the assumed probability has an unknown real value. Quantitative uncertainty of measurement is a standard deviation.

An assessment of the impact of uncertainty in the measurement of diagnostic variables on the value of a synthetic measure was also carried out. For this purpose, a procedure using the Monte Carlo method was proposed. The results indicate that the accuracy of statistical data may influence the results of the linear ordering of Polish voivodeships.

Keywords: voivodeships of Poland, synthetic measure, zeroed unitarisation method, Monte Carlo method.

DOI: 10.7862/rz.2018.hss.32

Przesłano do redakcji: kwiecień 2018 r.

Przyjęto do druku: czerwiec 2018 r.