


Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
MAJ 2016

5

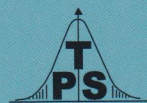
w numerze m.in.:

JAN KORDOS

Zarys teoretycznego modelu TQM w statystyce oficjalnej

IWONA BĄK, KATARZYNA WAWRZY尼亚K

Diagnoza sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów Unii Europejskiej



KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpiał-Wolan (redaktor naczelny), dr hab. Andrzej Młodak (zastępca redaktora naczelnego), mgr Renata Bielak, dr Jacek Kowalewski, dr Jan Kubacki, mgr Władysław Wiesław Łagodziński, dr Grażyna Marciniak, dr Stanisław Paradysz, dr hab. Mateusz Pipień, prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz, dr Wioletta Wrzaszcz, dr inż. Agnieszka Zgierska
Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca), dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. dr hab. Czesław Domański, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Semen Matkowski, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa, prof. dr hab. Józef Oleński, prof. dr hab. Tomasz Panek, doc. ing. Iveta Stankovicova, prof. dr hab. Józef Zegar
Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608 32 25
<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608 31 45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608 32 10, 22 608 38 10.

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczyzcy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie www.prenumerata.ruch.com.pl.

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: prenumerata@ruch.com.pl lub kontaktując się z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693 70 00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze w godzinach 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia według taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Jan KORDOS

Zarys teoretycznego modelu TQM¹ w statystyce oficjalnej

Streszczenie. *Autor przedstawia ogólny zarys teoretycznego modelu TQM, czyli globalnego zarządzania jakością w statystyce oficjalnej. W artykule omawia prace poświęcone tematowi jakości danych prowadzone przez krajowe urzędy statystyczne na świecie, a następnie wyjaśnia zastosowanie idei TQM w różnych dziedzinach, a szczególnie w statystyce. Kolejno przedstawia komponenty TQM na podstawie prac Eurostatu, kładąc szczególny akcent na podejście systemowe i procesowe oraz na rolę przywództwa w realizacji TQM.*

Słowa kluczowe: globalne zarządzanie jakością, Eurostat, jakość danych statystycznych, model, statystyka oficjalna, TQM, źródła danych statystycznych.

Teoretyczny model TQM w statystyce oficjalnej został opracowany w Eurostatcie ponad 15 lat temu. Poprzedziły go wieloletnie prace nad jakością danych statystycznych prowadzone przez urzędy statystyczne poszczególnych krajów. Znaczącą rolę odegrały tu urzędy statystyczne: Australii, Holandii, Kanady, Szwecji, Wielkiej Brytanii oraz Biuro Spisów Stanów Zjednoczonych, które prowadziły obszerne prace badawcze oraz opracowywały przewodniki i zalece-

¹ TQM — *Total Quality Management*.

nia w zakresie: jakości danych, ich kontroli, korekty, analizy i publikacji (*Guidelines...*, 1998; *Statistical Quality...*, 1997).

W polskiej literaturze stan jakości danych statystycznych do 1987 r. został przedstawiony w dwóch monografiach (Kordos, 1987, 1988). Kolejne prace dotyczyły problemów jakości danych w okresie transformacji polskiej statystyki oraz programu jej poprawy zarysowanego w dwóch opracowaniach (Kordos, 1995, 2003). O stopniowym wkraczaniu TQM do statystyki oficjalnej pisali w artykułach Kordos (2001) i Szutkowska (2012).

Tym razem przedstawiam w bardzo ogólnym zarysie powstanie i rozwój TQM w statystyce oficjalnej. Przybliżyłem różne modele jakości oparte na koncepcji TQM, które stopniowo znalazły szersze zastosowania w praktyce. Powołuję się też na źródła internetowe, z których można skorzystać w celu pogłębienia wiedzy na temat prezentowanego zagadnienia.

Następnie zajmuję się powstaniem teoretycznego modelu TQM w statystyce oficjalnej, który jest stopniowo rozwijany przez Eurostat i ostrożnie wdrażany w poszczególnych krajach. Powołuję się przy tym na podstawowe prace badawcze, dorobek konferencji międzynarodowych i publikacje Eurostatu, w których zawarte są istotne komponenty TQM w statystyce oficjalnej. Przedstawiam także sugestie podjęcia działań w GUS w celu rozwoju TQM w statystyce oficjalnej.

POWSTANIE I ROZWÓJ TQM

Znaczący wpływ na powstanie i rozwój TQM miały zjawiska i procesy, które występowały w końcu XIX w. oraz na początku XX w. i są one nadal rozwijane. Dotyczą globalizacji, konkurencji, masowej produkcji, nowoczesnej techniki obliczeniowej, Internetu, komputerów i szerokiej dostępności danych z rozmaitych źródeł o bardzo różnych rozmiarach. Obecnie obserwuje się stały wzrost zapotrzebowania na rozmaite informacje, niezbędne do podejmowania decyzji na różnych poziomach zarządzania, odpowiednio przetworzone i analizowane przy wykorzystywaniu metod statystycznych i nowoczesnych technik obliczeniowych. Wyłoniło się wiele zagadnień praktycznych, w których próbowano zastosować metody statystyczne.

W pierwszej kolejności należało rozwiązać zagadnienie kontroli jakości w masowej produkcji. Wykorzystano tu po raz pierwszy na szerszą skalę metody statystyczne znane obecnie jako statystyczna kontrola jakości. Na rozwój metod statystycznych w zakresie jakości miało wpływ wielu statystyków, ale spośród nich wymieniany jest głównie Shewhart (1986), który w 1924 r. wprowadził karty kontrolne w procesach masowej produkcji. Procedury kontroli jakości stopniowo wdrażano do praktyki, a szczególnie intensywny ich rozwój przypadł na czas II wojny światowej w Stanach Zjednoczonych. W późniejszym okresie działania w tym kierunku nie były jednak szerzej podejmowane².

W kolejnych dekadach lat 50. XX w. do wczesnych lat po 1980 r. wyłoniło się wiele nowych problemów statystycznych wymagających rozwiązania. W tym

² http://www.jmp.com/support/help/Shewhart_Control_Charts.shtml.

okresie wiele organizacji przechodziło transformację z inspekcji opartej na ogólnych systemach jakości na bardziej efektywne kontrole procesów i planów jakości. Skoncentrowano się na pracach badawczych i uzyskano znaczny postęp teoretyczny. Prace te znalazły zastosowanie praktyczne zgodnie z oczekiwaniami społecznymi, głównie dotyczyły problemów związanych z badaniami i rozwojem³, produkcją i innymi funkcjami, takimi jak: efektywne i efektowne eksperymentowanie; empiryczne modelowanie; kontrola procesu i jego optymalizacja.

Idea TQM była rozwijana przez Deminga⁴, który w latach 1947–1950 pracował w Japonii, gdzie pomagał w przygotowywaniu spisu ludności oraz uczył japońskich inżynierów metod statystycznej kontroli procesów produkcyjnych. W 1960 r. otrzymał nagrodę cesarza Japonii. W Stanach Zjednoczonych został uznany dopiero po osiągnięciu tego sukcesu, a przede wszystkim po słynnym wywiadzie dla telewizji NBC w 1980 r. zatytułowanym⁵ *Jeśli Japonia może, dlaczego my nie możemy?* (*If Japan can... Why can't we?*) oraz po opublikowaniu w 1982 r. książki pt. *Out of the crisis (Wyjście z kryzysu)*, w której sformułował słynne 14 punktów⁶. W pracach Deminga (1950, 1982 i 1987) opisana jest istota TQM. Obecnie jest on uważany za ojca globalnego zarządzania jakością. Można stwierdzić, że *TQM jest to filozofia zarządzania, która poprzez odpowiednią strategię, procesy, kształcenie, motywację, zaangażowanie, narzędzia i środki prowadzi do sukcesu przedsiębiorstwa, mającego odniesienie do zadowolenia i pełnej satysfakcji klienta. Jest to rodzaj systemu zapewnienia jakości, w którym uczestniczą wszyscy pracownicy organizacji poprzez pracę zespołową i przy wiodącej roli kadry kierowniczej* (Blikle, 2014).

Warto przy tym zwrócić uwagę na benchmarking⁷, czyli badania porównawcze (lub analizę porównawczą). Benchmarking jest uwzględniany w zarządzaniu, polega na porównywaniu procesów i praktyki stosowanej przez przedsiębiorstwo ze stosowanymi w przedsiębiorstwach uważanych za najlepsze w analizowanej dziedzinie. Wynik takiej analizy stanowi podstawę doskonalenia. Jest to praktyczna realizacja przysłowia *trzeba się uczyć na błędach, ale lepiej uczyć się na cudzych błędach niż na swoich*. Benchmarking nie polega na zwykłym naśladownictwie czy na podpatrywaniu sposobu pracy innych w celu wdrożenia takiego postępowania u siebie. Jest to wykrywanie czynników, które sprawiają, że analizowany proces jest wykonywany efektywnie, a następnie wskazywanie na podobne możliwości we własnym przedsiębiorstwie, czyli uczenie się i tworzenie adaptowanego najlepszych praktyk. Benchmarking stosuje się także w sferze polityki publicznej. W skuteczności benchmarkingu za najważniejsze uznaje się:

- posiadanie wiedzy na temat tej koncepcji,
- postawę liderów i wsparcie przez kadrę menedżerską,
- udokumentowanie własnych procesów,

³ Ang. termin *Research & Development* (R&D).

⁴ <https://www.google.pl/#q=Deming>.

⁵ http://en.wikipedia.org/wiki/If_Japan_Can..._Why_Can%27t_We%3F.

⁶ <http://www.centrum.jakosci.pl/zasady-jakosci,zasady-deminga.html>.

⁷ <https://en.wikipedia.org/wiki/Benchmarking>.

- nastawienie do dzielenia się wiedzą wewnątrz i na zewnątrz przedsiębiorstwa.
- Rozwój idei TQM miał miejsce głównie w Japonii i Stanach Zjednoczonych, natomiast w Europie powstawały oddzielne fundacje i organizacje, które wykorzystywały ideę TQM, przystosowując je do własnych celów praktycznych. Tak powstała w 1988 r. Europejska Fundacja Zarządzania Jakością znana pod akronimem EFQM⁸, mająca znaczny wpływ na szersze zastosowania koncepcji TQM w statystyce. Istotny wpływ na rozwój TQM miała nagroda znana jako *Malcolm Baldrige National Quality Award*⁹ (Krajowa Nagroda Jakości Malcolm Baldrige) szeroko propagująca koncepcję TQM w biznesie. Wiele elementów z filozofii TQM przejęła w późniejszym okresie Międzynarodowa Organizacja Normalizacyjna (ISO — *International Organization for Standardization*), której wybrane edycje są następujące:
- ISO 9000:2000, *Quality Management Systems-Fundamentals and Standards (Systemy zarządzania jakością — podstawy i standardy)* — dostarcza terminologii i definicji użytych w standardach, stanowi punkt startowy do zrozumienia systemu standardów;
 - ISO 9001:2000, *Quality Management Systems-Requirements (Systemy zarządzania jakością — wymagania)* — prezentuje standard używany w systemie zarządzania jakością przy certyfikacji firm, służący do wykazania zgodności systemów zarządzania jakością w celu spełnienia wymogów klientów;
 - ISO 9004:2000, *Quality Management Systems-Guidelines for Performance (Systemy zarządzania jakością — wskazówki dla wydajności)* — zawiera wskazówki dotyczące systemu zarządzania jakością, koncentrując się nie tylko na spełnieniu wymagań klienta, ale także na poprawie wydajności.

Na podstawie koncepcji TQM rozwijana jest również *Lean Six Sigma*¹⁰, efektywnie wdrażana w praktyce (Bielecki, 2014).

Przyjęto, że odstępianie od starego systemu zarządzania na rzecz ciągłej poprawy jakości i kompleksowego zarządzania jakością wymaga generalnych przewartościowań, zmiany mentalności wszystkich zatrudnionych i tworzenia nowej prorynkowej i projakościowej świadomości oraz nadziei, że zmiany te doprowadzą do rozwoju organizacji i wzrostu stopy życiowej oraz podniesienia jakości życia zatrudnionych.

Problem podejścia systemowego¹¹ w TQM dostrzeżono zarówno w systemach zarządzania jakością, jak i zarządzania środowiskowego. Znajomość teorii systemu jest niezbędna do prawidłowego wdrażania, utrzymania i doskonalenia jakości. Poprzez identyfikację zależności, jakie występują pomiędzy procesami i elementami tworzącymi systemy jakości, można zredukować liczbę czynności, które nie tworzą wartości dodanej, a przez to znacznie zmniejszyć koszty wdrażania jakości. Wynika stąd konieczność rozumienia mechanizmów rządzących poszczególnymi systemami i podsystemami oraz dotyczących tych procesów.

⁸ *The European Foundation for Quality Management.*

⁹ www.nist.gov/baldrige.

¹⁰ https://mfiles.pl/pl/index.php/Six_Sigma.

¹¹ <https://www.google.pl/#q=zarz%C4%85dzanie+systemowe> (dostęp: 2016.02.27).

Już prekursorzy jakości (szczególnie Deming) zauważyli, że omawiane tu procesy nie przebiegają w technologicznej próżni, a wpływ na ich przebieg ma wiele czynników. Dotyczy to także statystyki.

Przyjęto, że początek znaczenia filozofii TQM datowany jest na 1975 r. Była ona ściśle związana z omawianymi wcześniej czynnikami ogólnymi. Prace dotyczące tej tematyki publikowali tacy autorzy, jak: Biemer, Lyberg (2003); Brackstone (1999); Kasprzyk, Kalton (1997); Lyberg i in. (1998); Lyberg (2012); Roßen, Elvers (2002).

Warto podać podsumowanie koncepcji TQM:

- 1) **orientacja na klienta** — poznanie i zaspokojenie potrzeb klienta;
- 2) **ciągłe doskonalenie** — przyjęcie zasady ciągłego doskonalenia procesu jakości;
- 3) **zaangażowanie pracowników** — poszukiwanie przez pracowników identyfikacji i korekty problemów jakości;
- 4) **wykorzystanie narzędzi jakości** — ciągłe szkolenia pracowników w wykorzystaniu narzędzi jakości (w statystyce chodzi o znajomość i zrozumienie istoty metod statystycznych w zastosowaniu praktycznym);
- 5) **projektowanie produktów** — projektowanie takich produktów, aby spełniały oczekiwania klientów, przy czym w statystyce dotyczy to procesu projektowania badań statystycznych, ich realizacji, kontroli na różnych etapach oraz analizy i udostępniania;
- 6) **proces zarządzania** — uwzględnianie jakości w procesie zarządzania, tj. należy identyfikować i usuwać źródła problemów jakości;
- 7) **komunikacja z dostawcą danych** — objęcie koncepcją jakości również form dostarczania danych użytkownikom danych statystycznych.

W Polsce z powodzeniem rozwijana jest koncepcja TQM, czyli zarządzanie przez jakość. Prowadzone są na ten temat wykłady na uczelniach, studia podyplomowe, prace badawcze, a w Internecie można znaleźć wiele stron poświęconych temu zagadnieniu. Autor zwrócił szczególną uwagę na wspomnianą wcześniej książkę prof. Bliklego (2014), która obszernie opisuje zasady TQM oraz podstawowe problemy związane z zastosowaniem tej koncepcji w praktyce, a także propaguje to podejście w Internecie¹².

PROBLEMATYKA JAKOŚCI W STATYSTYCE A TQM

W ostatnich kilku dekadach znaczenie jakości stawało się coraz bardziej oczywiste, rozmaite organizacje przyjęły do wiadomości, że ciągłe doskonalenie jest konieczne, aby utrzymać się na rynku. Idea TQM rozwijana była w rozmaitych gałęziach gospodarki i firmach. Organizacje statystyczne nie są wyjątkiem i dlatego w Europie podjęto kroki, aby skoncentrować się na ulepszeniu i rozwoju systematycznego podejścia do jakości w krajowych urzędach statystycznych (KUS).

¹² <http://www.bing.com/search?q=Blikle+Ksi%C4%85%C5%BCka&FORM=R5FD2>.

Pomijam tu wcześniejsze prace i omawiam podjętą w 1999 r. przez Szwedzki Urząd Statystyczny, w której zaprezentował wstępną propozycję udoskonalenia jakości Europejskiego Systemu Statystycznego (ESS). Pojęciem tym określa się sieć informacyjną obejmującą Eurostat, krajowe urzędy statystyczne Unii Europejskiej (UE) oraz krajów EFTA, a dodatkowo sieć informacyjną Komitetu Statystyki do spraw Statystyki Finansowej i Bilansu Płatniczego (CMFB), zapewniającą informacje dla Unii Walutowej i Europejskiego Banku Centralnego.

W pierwszej kolejności Szwedzki Urząd Statystyczny proponował utworzenie grupy ekspertów LEG (*Leader Expert Group*), która miałaby zajmować się jakością statystyki. We wstępnej propozycji wymieniono dwa zagadnienia:

- 1) Globalne Zarządzanie Jakością (TQM);
- 2) Najlepsze Bieżące Metody (*Current Best Methods* — CBM).

Problemy te były dyskutowane na kilku spotkaniach roboczych i konferencjach międzynarodowych. Zespołowi LEG przewodniczył Szwedzki Urząd Statystyczny, a w jego skład wchodziły urzędy statystyczne z: Francji, Grecji, Holandii, Niemiec, Portugalii i Wielkiej Brytanii. Pozostałe kraje UE razem z Islandią i Norwegią utworzyły „sieć”, z którą LEG prowadziła konsultacje podczas roboczych seminariów. Kraje tworzące „sieć” miały również możliwość komentowania wyników pracy LEG.

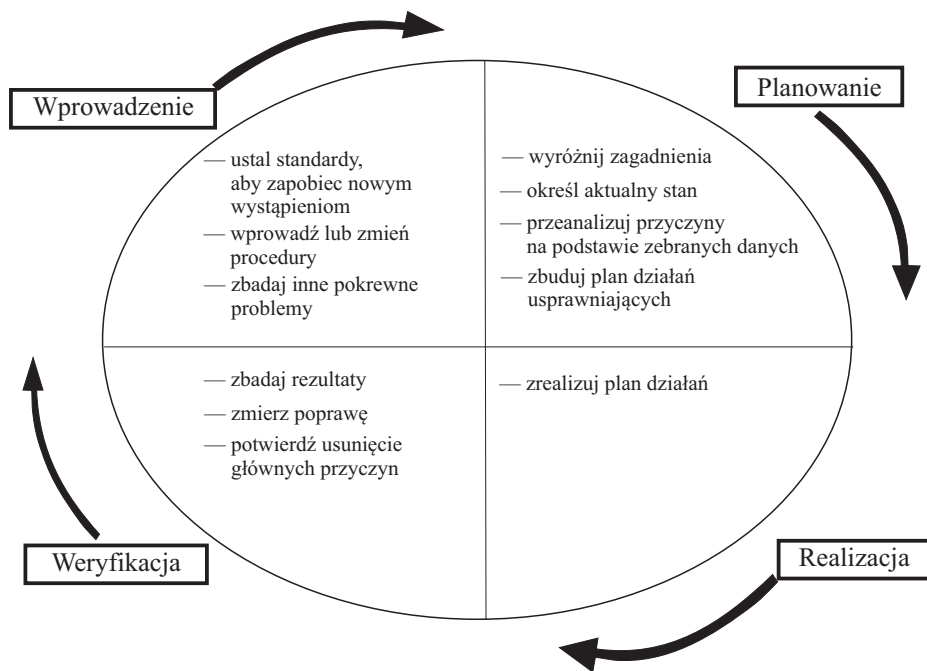
Raport końcowy LEG (*Quality...*, 2002) zwraca uwagę na potrzebę rozróżnienia rodzajów jakości. Jakość produktu jest jakością produkcji. W przypadku jednostek statystyki jest to jakość danych i świadczonych usług. Produkty te są wytwarzane przez odpowiedni proces lub sekwencję procesów, a więc jakość produktu zależy od jakości procesu. Raport stwierdza, że *w teorii, produkt dobrej jakości może być osiągnięty poprzez oceny i poprawki. Jednakże początkowo wydawało się, że takie podejście nie jest możliwe, ponieważ jest kosztowne i czasochłonne. Przeciwnie, uważa się teraz, że jakość produktu będzie wynikać z poprawy jakości procesów. Tak więc, poprawa jakości procesu jest kluczowym celem przedsięwzięcia.* Raport wyjaśnia, w jaki sposób *jakość procesu jest ulepszana poprzez identyfikację kluczowych zmiennych procesowych (tj. te zmienne, które mają największy wpływ na jakość produktu), następnie pomiar tych zmiennych, dostosowuje proces oparty na tych pomiarach i kontroli, co wpływa na jakość produktu. Jeśli ulepszenia nie spełnią się, to dokonywane są korekty alternatywne lub identyfikowane są nowe kluczowe zmienne i dokonywany jest pomiar.* Jest to przykład tzw. cyklu Deminga (PDCA — *Plan, Do, Check, Act*) stosowanego w celu ciągłego doskonalenia jakości — wersja (najbardziej znana) upowszechniona przez kręgi związane z zarządzaniem przez jakość i normy ISO¹³ dotyczące tego zagadnienia. Według tej wersji cykl Deminga składa się z działań następujących po sobie w porządku logicznym (określenia przyjęte przez polskich specjalistów):

- 1) planowanie (*Plan*) — zaplanuj lepszy sposób działania, lepszą metodę;
- 2) realizacja (*Do*) — zrealizuj plan na próbę;

¹³ http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_International_Organization_for_Standardization_standards.

- 3) weryfikacja (*Check*) — zbadaj, czy rzeczywiście nowy sposób działania przynosi lepsze rezultaty;
- 4) wprowadzenie (*Act*) — jeśli nowy sposób działania przynosi lepsze rezultaty, uznaj go za normę (obowiązującą procedurę), zestandardyzuj i monitoruj jego stosowanie.

SCHEMAT (1) CYKLU DEMINGA (zwany również „kołem Deminga”)



Źródło: <http://www.bing.com/search?q=PDCA+Przykład&FORM=R5FD>

Cykl Deminga oznacza, że doskonalenie procesu jest ciągłe, przy wykorzystaniu odpowiednich metod statystycznych.

Teoria ta doprowadziła do kolejnego zalecenia LEG odnoszącego się do jakości procesu — *Pomiary procesowe są niezbędne dla wszystkich podjętych prac badawczych. Podręcznik o identyfikacji kluczowych zmiennych procesowych, ich pomiarze oraz analizie pomiarów powinien być przygotowany.*

W wyniku tych zaleceń, w czerwcu 2002 r. powstał projekt podręcznika przeznaczanego dla KUS, opracowany przez zespół urzędów statystycznych Grecji, Portugalii, Szwecji i Wielkiej Brytanii. Podręcznik ten opisuje ogólne podejście i narzędzia potrzebne do identyfikacji, pomiaru i analizy kluczowych zmiennych procesowych, jak również praktyczne przykłady stosowania tego podejścia do rozmaitych procesów statystycznych. Nie ma on natomiast na celu dostarczenia listy zalecanych kluczowych zmiennych dla wszystkich procesów statystycznych. Tak powstał podręcznik Eurostatu pt. *Podręcznik usprawnienia jakości*

przez analizę zmiennych procesowych (*Handbook on improving...*, 2013). Jest to już trzeci podręcznik Eurostatu przygotowany w celu wdrożenia idei TQM do europejskiej statystyki. Pierwszy ze wspomnianych podręczników dotyczący metod i narzędzi potrzebnych do oceny jakości danych opublikowano w 2007 r. (*Handbook on Data...*, 2007), drugi dotyczący głównie raportów na temat jakości statystyki ukazał się w 2009 r. (*Handbook on Quality...*, 2009).

Wymienione podręczniki Eurostatu wydane w latach 2007 i 2009 w znacznym stopniu były wykorzystane w pracach statystyki oficjalnej, dlatego przedstawiam bliżej zarys ostatniego podręcznika, tj. z 2013 r.

Należy zaznaczyć, że w latach 2009—2013 w Eurostacie pracowała grupa robocza do spraw jakości, która prowadziła prace nad ulepszeniem jakości ESS:

- 1) dokonała rewizji Europejskiego Kodeksu Praktyk Statystycznych (*European Statistics Code of Practice*);
- 2) udoskonalila program zapewnienia jakości ESS (*ESS Quality Assurance Framework*);
- 3) opracowała zalecenia dotyczące raportów jakości (*Recommendations on quality reporting*).

Powstała też kolejna edycja wspomnianego podręcznika Eurostatu z 2009 r. (*Handbook on Quality...*, 2009) dotyczącego raportów jakości, który jako edycja z 2014 r. znajduje się w Internecie¹⁴.

Podręcznik Eurostatu *Handbook on improving...* (2013) przedstawia głównie podejście procesowe badanych zagadnień. Dotychczas podręcznik ten nie był szerzej omawiany w polskiej literaturze statystycznej, jednak autor jest zdania, że obecnie nie ma potrzeby jego przetłumaczenia na język polski.

Podręcznik składa się z dwóch głównych części poprzedzonych wstępem, a uzupełnia go 5 aneksów z przykładami zastosowania podstawowych narzędzi statystycznych w podejściu procesowym oraz jeden aneks techniczny. Pierwsza część (Sekcja 2) przedstawia teorię i metody, a druga (Sekcja 3) przykłady zastosowania tych metod w praktyce.

Sekcja 2 zatytułowana *Wytyczne w sprawie poprawy jakości procesu* (*Guidance on Improving Process Quality*) zawiera wskazówki dotyczące sposobu identyfikacji, pomiaru i analizy zmiennych procesowych. Opisane metody są odpowiednie dla każdego procesu (statystycznego lub niestatystycznego). Załączniki dostarczają więcej szczegółów na temat koncepcji zarządzania jakością oraz przedstawiają narzędzia używane w proponowanym podejściu. Ta część podręcznika zawiera ogólny opis i wskazówki na temat zastosowania metod ciągłego doskonalenia jakości (*Continuous Quality Improvement — CQI*)¹⁵, koncentrując się na identyfikacji, pomiarze i analizie zmiennych procesowych.

Sekcja 3 pt. *Przykłady poprawy jakości statystycznego procesu* (*Examples of Improving Statistical Process Quality*) przedstawia bardziej szczegółowo niektóre

¹⁴ <http://ec.europa.eu/eurostat/web/quality/quality-reporting>.

¹⁵ Używam akronimów angielskich.

specyficzne procesy statystyczne. Każdy z KUS pracując nad projektem stosuje odpowiednie metody poprawy jakości procesu w zakresie kilku procesów statystycznych. Informacje prezentowane w tej sekcji powinny być przydatne dla osób projektujących badania statystyczne (odpowiedzialnych za projektowanie badań lub uzyskanie informacji ze źródeł administracyjnych itp.), a także dla pracujących nad jakością procesów, jak również mogą być one pomocne w zrozumieniu metod opisanych w poprzedniej sekcji.

Referencje zawierające dodatkowe informacje na temat teorii jakości procesu zostały ogólnie omawiane w poszczególnych podrozdziałach.

Podsekcja 2.2 opisuje motywację identyfikacji, pomiaru i analizy procesu zmiennych i wprowadza ogólne pomysły z CQI. Z kolei podsekcja 2.3 szczegółowo omawia wspólne podejście do monitorowania procesów statystycznych. Stosowane metody przedstawia w sposób ogólny, a tym samym mogą one mieć zastosowanie w różnych sytuacjach.

Monitorowanie i poprawa jakości procesu w operacjach statystycznych jest kluczowym elementem osiągnięcia kontroli jakości. Warto zauważyć, że w pracy Biemer i Cacper (1994) nakreślono trzy ważne aspekty podejścia ciągłego doskonalenia jakości:

- a) zastosowanie zespołów w celu identyfikacji problemów, ustalenia rozwiązań i wdrożenia działań korygujących;
- b) ilościową ocenę elementów operacji statystycznych przy użyciu zmiennych procesowych;
- c) identyfikowanie i usuwanie przyczyn występowania nieakceptowanej jakości.

Dippo (1997) podkreśla, że stosowanie metod kontroli jakości oraz CQI w badaniach statystycznych wymaga szerszego podejścia niż ma to miejsce w przemysłowej produkcji. Wynika to z procesów, które należy uwzględnić, przy czym nie dotyczą one zazwyczaj produktów fizycznych, ale działań człowieka, dlatego niezbędne jest wdrożenie innego podejścia. Żądane od respondentów (sprawozdawców) informacje mogą być niekompletne ze względu na odmowę ich podania lub niezgodne ze stanem faktycznym, jak również mogą wystąpić sytuacje, w których respondent nie był w stanie ich dostarczyć. Literatura na temat stosowania CQI w operacjach statystycznych jest niewielka, jednak metody te są rozwijane, należy zatem oczekiwać kolejnych prac badawczych w tym kierunku i doświadczeń różnych krajów. Byłoby celowe, aby w polskiej statystyce publicznej podjąć prace badawcze w tym kierunku.

Mimo że KUS w zasadzie rzadko stosowały gromadzenie i analizowanie danych procesowych w sposób systematyczny, to jednak Sundgren (2001) uzasadnia, że potrzeba takich działań jest coraz bardziej widoczna. Wynika to głównie ze stale rosnącego zainteresowania systematyczną pracą wysokiej jakości, na co wskazuje idea TQM.

Franchet (2004) opisuje doświadczenia Eurostatu zdobyte w długiej drodze wprowadzania jakości w statystyce. Jego projekt wdrażania TQM, który został rozpoczęty w połowie lat 90. ub. wieku, był opowieścią o nadziei i frustracji,

sukcesach i porażkach. Wykazuje, jak Eurostat rozwinął swój własny sposób radzenia sobie z TQM w międzynarodowym środowisku administracji publicznej. Pokazuje również, jak ten projekt pomógł Eurostatowi poradzić sobie z ogólną reformą Komisji Europejskiej. Badanie kończy się kilkoma refleksjami na temat dodatkowych działań, które będą konieczne, aby zapewnić pełną skuteczność podejścia Eurostatu w ujęciu międzynarodowym.

Znalazłem w Internecie ciekawą pracę dotyczącą nowego modelu zarządzania jakością w statystyce¹⁶ (Nederpelt, 2010). Pokazane jest w niej podejście procesowe przy budowie modelu jakości w statystyce. Nederpelt zbudował nowy model wykorzystując TQM i EFQM, objaśnił jego powstanie, a następnie opisał 300 procesów wchodzących w jego skład. Warto byłoby przedyskutować jego koncepcję na poświęconych temu tematowi np. seminarium lub innych spotkaniach naukowych.

PODSTAWOWE ELEMENTY TEORETYCZNEGO MODELU TQM W STATYSTYCE

Podstawowe elementy teoretycznego modelu TQM w statystyce zostały szczegółowo opisane w publikacjach Eurostatu (*Definition...*, 2003; *Code...*, 2005, *Handbook on Data...*, 2007; *Handbook on Quality...*, 2009; *Handbook on improving...*, 2013). Ograniczę się tutaj do istotnych zasad TQM, które w mniejszym stopniu były omawiane w polskiej literaturze statystycznej, a moim zdaniem, mają istotne znaczenie dla rozwoju jakości statystyki oficjalnej.

PRZYWÓDZTWO

Sukces TQM, zgodnie z modelem EFQM (*The EFQM...*, 2003), zależy w największym stopniu od przywództwa danej jednostki (przedsiębiorstwa, firmy, zakładu) odpowiedzialnej za jej wizję, zarządzanie, planowanie różnych przedsięwzięć i ich poparcie, nadzorowanie całego przedsięwzięcia oraz realizację zadań bieżących. W przypadku statystyki oficjalnej przywództwo jest hierarchiczne, rozpoczynając od kierownictwa urzędu, dyrektorów departamentów i urzędów statystycznych, ich wydziałów czy innych służb statystyki. Każdy pion przywództwa wymaga specjalnej uwagi z punktu widzenia TQM, biorąc przy tym pod uwagę wizję rozwoju statystyki oficjalnej, współdziałanie z różnymi jednostkami, dostępną infrastrukturę i realizację zadań bieżących. Warto zatrzymać się krótko nad tematem dotyczącym zaangażowania i przywództwa. Należy zwrócić szczególną uwagę na następującą charakterystykę zagadnienia z punktu TQM:

- 1) jest to podejście odnoszące się do poprawy konkurencyjności, efektywności i skuteczności organizacji na rzecz wszystkich zainteresowanych stron;

¹⁶ <https://nl.linkedin.com/in/petervannederpelt>.

- 2) jest to sposób planowania, organizowania i zrozumienia każdego działania oraz usunięcia wszystkich niepotrzebnych wysiłków (i energii) rutynowo wykonywanych w organizacji;
- 3) zapewnia przywódcom przegląd strategii jakości i skupienie się na prewencji niewykrytych problemów;
- 4) aby odnieść sukces, proces ten musi objąć każdego, przy czym rozpoczyna się na szczycie przywódców organizacji;
- 5) menedżerowie na wysokim szczeblu hierarchii winni wykazać powagę i nastawienie na jakość, a menedżerowie średniego stopnia prezentować zaangażowanie w przyjęte zasady, strategię i korzyści w stosunku do ludzi, za których są odpowiedzialni. Tylko wtedy mogą zademonstrować zaangażowanie w organizację;
- 6) podstawowym wymogiem jest solidna polityka jakości, wzmocniona planami i urzędzeniami niezbędnymi do ich realizacji;
- 7) liderzy winni wziąć odpowiedzialność za przygotowanie, przegląd i monitorowanie polityki jakości, a także uczestniczyć w regularnym udoskonaleniu przyjętych przedsięwzięć i upewniać się, czy jest zrozumiała na wszystkich poziomach organizacji;
- 8) skuteczne przywództwo powinno rozpoczynać się opracowaniem rozwoju planów misji, a następnie strategii przenoszonej w planach działania na niższe szczeble organizacji.

W rozważanych publikacjach Eurostatu niewiele można znaleźć uwag odnośnie przywództwa, natomiast podkreślana jest jego rola w realizacji całego systemu złożonego z różnorodnych procesów i ich wzajemnych powiązań. Zagadnienia te zostały przedstawione w innych publikacjach Eurostatu, których autor nie omawia w tym opracowaniu.

Podejście systemowe i procesowe do planowania, monitorowania i analizy jakości

Podejście systemowe zaprojektowali L. von Bertalanffy — twórca ogólnej teorii systemów oraz N. Wiener — twórca cybernetyki. Z kolei współczesne rozumienie systemu wywodzi się z prac T. Parsona. Podejście to przejawia się w spojrzeniu na naturę rzeczywistości w metodologii jej badania, a także w metodach oddziaływania na rzeczywistość. Istotą tego podejścia jest traktowanie badanych obiektów jako systemów otwartych — zbiorów elementów powiązanych w taki sposób, że tworzą one nową całość, która wyróżnia się w danym otoczeniu. Podejście systemowe do analizy organizacji wymusza traktowanie jej jako zwartej struktury posiadającej różnorodne wejścia oraz wyjścia¹⁷.

Podejście procesowe opisano w normie ISO 9001:2000. We wcześniejszych normach podejście to nie występowało, systemy były wdrażane według tych

¹⁷ https://mfiles.pl/pl/index.php/Podej%C5%9Bcie_systemowe.

norm. Często problemem było błędne interpretowanie punktów normy jako niezależnych części, pomiędzy którymi nie występują powiązania. Dopiero druga nowelizacja zmieniła strukturę normy, ułatwiając w ten sposób implementację¹⁸.

W modelu TQM niezwyklej wagi nabiera podejście procesowe, które dotyczy wszystkich operacji prowadzonych przez jednostkę. Zarządzanie procesem wymaga, aby był powtarzalny i mierzalny. Osoby odpowiedzialne za proces powinny mieć adekwatną władzę co do potrzeb zarządzania procesem. Dotyczy to zarówno najwyższych władz, jak i pracowników na szczeblach najniższych. Kontrola działalności procesu powinna zapewnić wypełnienie postawionych wymagań, jak również wprowadzenie korekt, gdy znajdzie taka potrzeba. Metody kontroli procesu stanowią podstawę efektywności zarządzania procesami. Nie można uzyskać długoterminowego ulepszenia procesu, gdy najpierw nie znajdzie się on pod kontrolą. Akcje korekcyjne (krótkoterminowe) powinny być podjęte przez osobę odpowiedzialną za proces, z kolei naprawcze (długoterminowe) przez zarządzających.

Efektywne systemy kontroli jakości charakteryzują się posiadaniem:

- 1) dokumentacji procedur kluczowych procesów;
- 2) wiedzy na temat odpowiedniego wyposażenia i warunków pracy;
- 3) metod monitorowania i kontroli krytycznych cech jakości;
- 4) procesów zatwierdzania sprzętu;
- 5) kryteriów wykonania: opisane standardy, próbki itd.;
- 6) zakresu czynności konserwacyjnych.

Ciągłe doskonalenie jakości

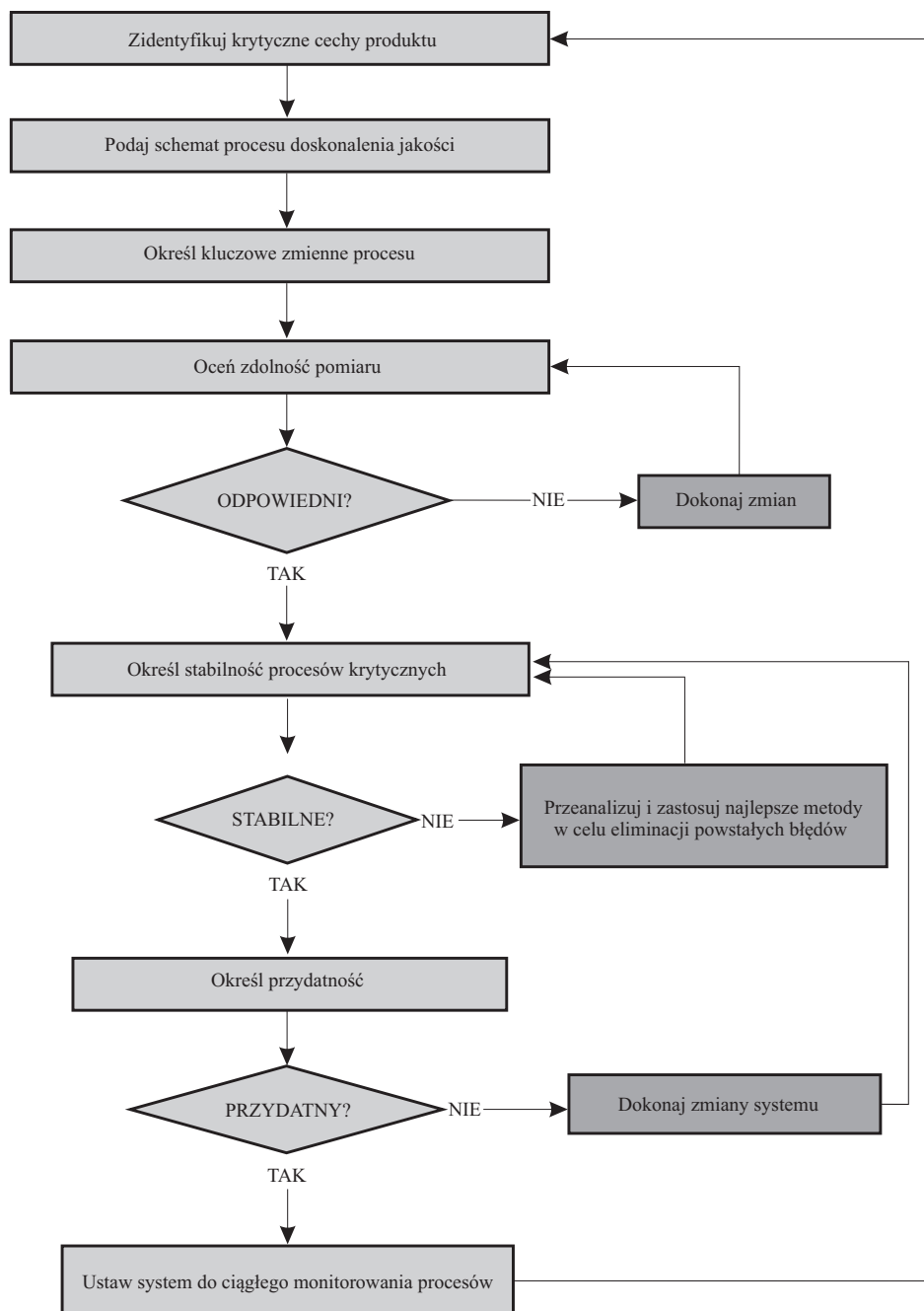
Ciągłe doskonalenie jakości w statystyce zostało zaproponowane w 1997 r. (Morganstein, Marker, 1997), ale jego wprowadzenie i rozwinięcie napotkało na wiele oporów, które polegały na:

- a) zidentyfikowaniu krytycznej charakterystyki cech produktu,
- b) rozwinięciu schematu procesu,
- c) określeniu kluczowych zmiennych procesu,
- d) ocenie zdolności pomiaru,
- e) zbadaniu odpowiedniości i dokonaniu ewentualnych korekt,
- f) określeniu stabilności procesów krytycznych,
- g) przeglądzie lub ewentualnym rozwinięciu najlepszych bieżących metod w celu eliminacji nieprawidłowości,
- h) określeniu przydatności lub dokonaniu ewentualnych zmian systemu,
- i) ustawieniach systemu do ciągłego monitorowania procesów.

Na schemacie 2 podano plan ciągłego doskonalenia jakości, aby dokładniej pokazać związki pomiędzy poszczególnymi krokami.

¹⁸ https://mfiles.pl/pl/index.php/Podej%C5%9Bcie_procesowe.

SCHEMAT (2) CIĄGŁEGO DOSKONALENIA JAKOŚCI



Ź r ó d ł o: *Handbook on improving quality by analysis of process variable*, (2013), Eurostat.

Praca zespołowa

Warto przypomnieć ogólne zasady pracy zespołowej:

- 1) podejście TQM podkreśla, że jakość jest wysiłkiem organizacyjnym;
- 2) rozwiązanie problemów jakości kładzie szczególny nacisk na pracę zespołową;
- 3) użycie zespołów jest oparte na starym porzekadłe „co dwie głowy, to nie jedna”;
- 4) użycie technik, takich jak burza mózgów, dyskusja i środki kontroli jakości, które regularnie poprawiają jakość pracy zespołowej;
- 5) zespoły mogą zmieniać strukturę i tryb postępowania oraz rozmaite typy zespołów rozwiązują różne typy problemów;
- 6) jednym z najczęściej występujących typów zespołów jest koło jakości — zespół wolontariuszy składający się z zatrudnionych i ich opiekunów, których celem jest rozwiązanie problemów jakości;
- 7) koła takie zwykle składają się z ośmiu do dziesięciu osób, a ich decyzje są podejmowane w drodze konsensusu (uzgodnień);
- 8) zespoły spotykają się zwykle raz na tydzień w czasie godzin pracy przeznaczonych na ten cel.

Wnioski

W opracowaniu przedstawiłem jedynie w ogólnym zarysie teoretyczny model TQM stosowany w statystyce oficjalnej, na podstawie prac Eurostatu oraz niektórych prac urzędów statystycznych. Zdaję sobie sprawę, że ogólne ujęcie tego złożonego problemu ma charakter wybiórczy. Z ogółu problematyki zostały przedstawione te elementy, które uznałem za najważniejsze. Chodziło głównie o ujęcie problematyki statystyki oficjalnej w formie systemowej i procesowej. Ogromną rolę w tej dziedzinie przypisuje się przywództwu, gdyż z praktyki międzynarodowej wiadomo, że niepowodzenia we wdrażaniu TQM wynikały głównie z nieodpowiedniego przywództwa. Podejście systemowe i procesowe, a następnie koncepcja ciągłego doskonalenia jakości pomaga efektywnie wykorzystywać dostępne środki i przyczyniać się do ogólnego rozwoju polskiej statystyki. Niezbędna jest ocena aktualnego stanu prac badawczych w tym kierunku oraz przygotowanie szczegółowego programu rozwoju polskiej statystyki w podejściu TQM. Podsumowania efektów dotychczasowych działań w tej dziedzinie w statystyce oficjalnej dokonała M. Bieniek w grudniu 2015 r. podczas posiedzenia kierownictwa GUS, które zostało przedstawione na stronie internetowej Urzędu¹⁹.

Podziękowanie

Pragnę podziękować anonimowemu recenzentowi, którego uwagi w istotny sposób przyczyniły się do zwiększenia jakości tego artykułu.

prof. dr hab. Jan Kordos — *Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie*

¹⁹ <http://bip.stat.gov.pl/files/gfx/bip/pl/defaultstronaopisowa/609/1/1/dzialania>.

LITERATURA

- Bielecki J. (2014), *Zastosowanie wybranych metod statystycznych w usprawnianiu zarządzania procesem biznesowym*, [w:] *Statystyka — zastosowania biznesowe i społeczne*, red. naukowa: Frątczak F., Kamińska A., Kordos J.: s. 33—67.
- Biemer P. P., Caspar R. (1994), *Continuous Quality Improvement for Survey Operations: Some General Principles and Applications*, „Journal of Official Statistics”, Vol. 10, No. 3: s. 307—326.
- Biemer P. P., Lyberg L. E. (2003), *Introduction to Survey Quality*, Wiley.
- Blikle A. J. (2014), *Doktryna jakości — rzecz o skutecznym zarządzaniu*. Helios.
- Brackstone G. (1999), *Managing Data Quality in a Statistical Agency*, „Survey Methodology”, Vol. 25, No. 2: s. 139—149.
- Code of Practice. Recommendation of the Commission on the independence, integrity and accountability of the national and Community statistical authorities* (2005), Eurostat, Version 25 May.
- Definition of Quality in Statistics* (2003), Eurostat, Working paper for the 6th meeting of the Working Group of Assessment of the Quality in Statistics, 2 i 3 October.
- Deming W. E. (1950), *Some Theory of Sampling*, New York, Wiley.
- Deming W. E. (1982), *Out of the crisis*, MA: Massachusetts Institute of Technology.
- Deming W. E. (1987), *On the Statistician's Contribution to Quality*, „Bulletin of the International Statistical Institute”, Proceedings of the 46th Session, No. 2.
- Dippo C. S. (1997), *Survey Measurement and Process Improvement: Concepts and Integration*, [w:] Lyberg L. et al. (eds.), *Survey Measurement and Process Quality*, Wiley: s. 457—474.
- Doyle P., Lane J., Theeuwes J., Zayatz L. (2001), *Confidentiality, Disclosure, and Data Access: Theory and Practical Applications for Statistical Agencies*, Elsevier.
- Guidelines for Statistical Metadata on the Internet* (1998), U. S. Census Bureau, Paper contributed to the Conference of European Statisticians, Forty-Sixth Plenary Session, Paris, May: s. 18—20.
- Handbook on Data Quality Assessment: Methods and Tools* (2007), Eurostat, Luxembourg.
- Handbook on Quality Report* (2009), Eurostat, Luxembourg.
- Handbook on improving quality by analysis of process variables* (2013), Eurostat, Luxembourg.
- Franchet Y. (2004), *Introduction of TQM in Eurostat, a supranational statistical service*, „The TQM Magazine”, Vol. 16, Issue 5: s. 341—346.
- Kasprzyk D., Kalton G. (1997), *Measuring and Reporting the Quality of Survey Data, Proceedings of Statistics Canada Symposium 97: New Directions in Surveys and Censuses*, Ottawa, Statistics Canada: s. 179—184.
- Kordos J. (1987), *Dokładność danych w badaniach społecznych*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 35, GUS.
- Kordos J. (1988), *Jakość danych statystycznych*, PWE, Warszawa.
- Kordos J. (1995), *Problemy jakości danych w okresie transformacji polskiej statystyki*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8: s. 6—14.
- Kordos J. (2001), *Globalne zarządzanie jakością wkracza do statystyki*, „Kwartalnik Statystyczny”, nr 2: s. 9—12.
- Kordos J. (2003), *Program poprawy jakości statystyki*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7/8: s. 64—76.
- Lyberg L. (2012), *Survey Quality, Survey Methodology*, Vol. 38, nr 2: s. 107—130.
- Lyberg L., Biemer P., Japex L. (1998), *Quality improvement in surveys — process perspective*, „Joint Statistical Meetings”, American Statistical Association, Dallas: s. 8—13.

- Marker D. A. (2001), *Producing Small Area Estimates from National Surveys: Methods for Minimizing use of Indirect Estimators*, „Survey Methodology”, Vol. 27, No. 2: s. 183—188.
- Morganstein D., Marker D. A. (1997), *Continuous Quality Improvement in Statistical Agencies*, [w:] Lyberg L., Biemer P., Collins M., De Leeuw E., Dippo C., Schwarz N., Trewin D. (eds.), *Survey Measurement and Process Quality*, New York, Wiley: s. 475—500.
- Morgenstern O. (1963), *On the accuracy of Economic Observation*, Princeton.
- Nederpelt P. W. M. van (2010), *A new model for quality management*, *Statistics Netherlands*, The Hague/Heerlen.
- Quality in the European Statistical System — The Way Forward* (2002), Eurostat, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Roßen B., Elvers E. (2002), *Quality Concept for Official Statistics*, Encyclopaedia of Statistical Sciences, Wiley.
- Shewhart W. A. (1986), *Statistical Methods from the Viewpoint of Quality Control*, Mineola, NY: Dover Publications.
- Statistical Quality Check List* (1997), U.K. Government Statistical Service, London, U.K. Office for National Statistics.
- Sundgren B. (2001), *Documentation and Quality in Official Statistics*, presented at the International Conference on Quality in Official Statistics, Stockholm, May 14—15.
- Szutkowska J. (2012), *Zarządzanie jakością w statystyce publicznej: standardy, metody, modele i narzędzia*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11: s. 38—51.
- The EFQM Excellence Model* (2003), Bruxelles, European Foundation for Quality Management.

Summary. *The author presents, in general outline, the theoretical TQM, i.e. total quality management model in the official statistics, beginning with data quality assessments prepared by the National Statistical Institutions in different countries. Next, philosophy of TQM is outlined in different fields, mainly in statistics. Using Eurostat publications, different component of TQM are discussed, focusing on system, process and leaders approaches, in TQM implementation.*

Keywords: total quality management, Eurostat, quality of statistical data, model, official statistics, TQM, statistical data sources.

Резюме. *Автор представляет общие черты теоретической модели TQM, или глобального управления качеством в официальной статистике. В статье характеризуются разработки по качеству данных, реализованные национальными статистическим управлениями в мире, а затем объясняется использование философии TQM в разных областях, а особенно в статистике. В следующей части представляются по очереди компоненты TQM на основе разработок Евростата, с особым акцентом на системный и процессный подход, а также на роль руководства во внедрении TQM.*

Ключевые слова: глобальное управление качеством, Евростат, качество статистических данных, модель, официальная статистика, TQM, источники статистических данных.

Beata KRASZEWSKA

Wykorzystanie analizy skupień w ocenie zróżnicowania zagrożenia ubóstwem w podregionach Polski¹

Streszczenie. *Artykuł poświęcony jest zagadnieniu wykorzystania metod analizy skupień do oceny zróżnicowania zagrożenia ubóstwem w podregionach. Na podstawie danych dotyczących rynku pracy, wynagrodzeń i opieki społecznej, opracowanych na podstawie zasobów Banku Danych Lokalnych GUS (BDL) i ich weryfikacji zmiennościowo-korelacyjnej, określono zestaw cech diagnostycznych, które posłużyły do wyznaczenia skupień podregionów podobnych pod względem zagrożenia ubóstwem.*

Otrzymane rezultaty porównano z wynikami prac studialnych w zakresie przestrzennej dywersyfikacji oszacowań wskaźnika zagrożenia ubóstwem ARPR (at-risk-of-poverty rate) w 2011 r., przeprowadzonych przez Ośrodek Statystyki Małych Obszarów Urzędu Statystycznego w Poznaniu we współpracy z ekspertami Banku Światowego.

Słowa kluczowe: analiza skupień, metoda Warda, odległość euklidesowa, wskaźnik zagrożenia ubóstwem.

Celem artykułu jest opis wykorzystania metod analizy skupień do oceny zróżnicowania zagrożenia ubóstwem w podregionach w 2011 r. Bieda występuje w społeczeństwach od wieków, dlatego badanie ubóstwa wciąż nie traci na ważności. W Polsce wielu naukowców zajmowało i zajmuje się tym zagadnieniem m.in.: Panek, Zwierchowski (2013); Golinowska (2012); Luszniwicz (1982); Panek, Podgórski, Szulc (1999); Kordos, Ochocki (1993) czy Meliczek (1991).

Jak powszechnie wiadomo, ubóstwo jest zjawiskiem wielowymiarowym i mierzy się je przy pomocy wielu różnorodnych wskaźników, których konstrukcja oparta jest częstokroć na istotnie odmiennych zasobach informacji staty-

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego podczas Ogólnopolskiej Konferencji *Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w układach regionalnych i lokalnych*, Poznań, 11 i 12 czerwca 2015 r.

stycznych. Bogaty zestaw wskaźników „laekenowskich” jest tego najlepszym przykładem. Często nawet to samo pojęcie może być z analitycznego punktu widzenia interpretowane rozmaicie. I właśnie zagrożenie ubóstwem jest tego przykładem. Z jednej strony bowiem ocenia się je pojedynczym wskaźnikiem ARPR (*at-risk-of-poverty rate*) jako odsetek osób, których dochód ekwiwalentny do dyspozycji (po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych) jest niższy od granicy ubóstwa ustalonej na poziomie 60% krajowej mediany ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstwa domowego, z drugiej — można wszak potraktować je jako zjawisko wielowymiarowe i opisać odpowiednimi wskaźnikami ilustrującymi poszczególne czynniki nań wpływające.

W opracowaniu zbadano zatem zróżnicowanie zagrożenia ubóstwem w podregionach Polski w 2011 r., analizując różnorodne wskaźniki z zakresu rynku pracy, opieki społecznej i wynagrodzeń. Zastosowano przy tym analizę skupień według metody Warda z odległością euklidesową. Następnie porównano wyniki analizy skupień z klasyfikacją podregionów według wielkości wskaźnika zagrożenia ubóstwem ARPR, uzyskaną za pomocą równych zakresowo jego klas wielkościowych.

Artykuł składa się z czterech części. W części pierwszej przedstawiono założenia przeprowadzanej analizy, w drugiej zaprezentowano wyniki przeprowadzonej analizy skupień, natomiast część trzecia zawiera porównanie rezultatów analizy skupień z klasami uzyskanymi na podstawie wartości wskaźnika zagrożenia ubóstwem ARPR. Na zakończenie sformułowano wnioski dotyczące zagrożenia ubóstwem w podregionach Polski w 2011 r.

ZAŁOŻENIA ANALIZY

Punkt wyjścia przeprowadzonej analizy stanowiły dane wskaźnikowe dotyczące rynku pracy, wynagrodzeń i opieki społecznej zaczerpnięte z Banku Danych Lokalnych (BDL). W początkowej fazie analizy przyjęto 52 wskaźniki uzyskane z BDL oraz 177 wskaźników obliczonych na podstawie danych BDL — łącznie było to 229 wskaźników.

Zastosowano analizę skupień według metody Warda z odległością euklidesową, która jest podejściem hierarchicznym i aglomeracyjnym. Jej celem było wyznaczenie grup podregionów podobnych ze względu na zagrożenie ubóstwem.

W pierwszym kroku pobrano dane źródłowe z BDL dotyczące ludności, bezrobocia, opieki społecznej oraz wynagrodzenia brutto w 2011 r. w poszczególnych podregionach Polski. Na podstawie danych źródłowych obliczono odpowiednie wskaźniki. Następnie przeprowadzono weryfikację zmiennościową cech:

- obliczono średnią i nieobciążone odchylenie standardowe, a przy ich pomocy wyznaczono współczynnik zmienności,
- wyeliminowano zmienne, które wskazywały na małe zróżnicowanie podregionów, czyli dla których wartość bezwzględna współczynnika zmienności

była poniżej 10%. Zmienne takie charakteryzują się bowiem zbyt niską zdolnością różnicującą badane obiekty.

Po odrzuceniu zmiennych o małym współczynniku zmienności, przy pomocy pakietu Statistica utworzono macierz korelacji Pearsona dla pozostałych zmiennych. Następnie wyznaczono macierz odwrotną do macierzy korelacji. Jej elementy diagonalne winny należeć do przedziału $[1, \infty)$ (Neter i in., 1985; Malina, Zeliaś, 1998). Jeśli tak nie było lub były one zbyt duże (większe od 10), to oznaczało, że pewne zmienne są nadmiernie skorelowane z pozostałymi. Podjęto więc próbę takiej eliminacji, aby usunąć jak najmniej zmiennych powodujących wadliwą postać owej macierzy, a równocześnie uzyskać zestaw, w przypadku którego macierz odwrotna do macierzy korelacji będzie miała na diagonalu tylko elementy większe od 1 i jednocześnie mniejsze niż 10. Ustalano zatem kolejno wartość krytyczną elementów diagonalnych macierzy na poziomie większym od: 100000; 10000; 1000; 100; 50; 40 i 10, redukując poszczególne kolumny i wiersze, a następnie wyznaczono ponownie macierze odwrotne. Uzyskano macierz korelacji zmiennych diagnostycznych, których pozostało 18.

W kolejnym etapie określono wpływ zmiennych diagnostycznych na zjawisko ubóstwa w podregionach w 2011 r. Wytypowano stymulanty — zmienne, których wysoka wartość pogłębiała zjawisko ubóstwa w podregionach oraz destymulanty — zmienne, których wysoka wartość zmniejszała natężenie tego zjawiska (Młodak, 2006). Do stymulant zaliczono 12 zmiennych:

- X_1 — udział ludności w wieku poprodukcyjnym w ogólnej jej liczbie w %;
- X_3 — udział osób bezrobotnych zarejestrowanych w miastach w liczbie osób bezrobotnych zarejestrowanych ogółem w %;
- X_6 — udział bezrobotnych mężczyzn w wieku 25—34 lata w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_7 — udział bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym lub średnim zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_8 — udział bezrobotnych kobiet z wykształceniem średnim ogólnokształcącym w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_9 — udział bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem zasadniczym zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_{10} — udział bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i poniżej w ogólnej liczbie bezrobotnych kobiet w %;
- X_{11} — udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_{12} — udział bezrobotnych kobiet ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych kobiet w %;
- X_{13} — udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 5—10 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych w %;
- X_{14} — udział bezrobotnych kobiet ze stażem pracy powyżej 30 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych ze stażem pracy powyżej 30 lat w %;
- X_{16} — udział bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy 6—12 miesięcy w ogólnej liczbie bezrobotnych w %.

- Za destymulanty uznano 6 pozostałych zmiennych diagnostycznych:
- X_2 — przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto ogółem w zł;
 - X_4 — udział osób bezrobotnych zarejestrowanych z prawem do zasiłku w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem w %;
 - X_5 — udział osób bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w liczbie wyrejestrowanych bezrobotnych ogółem w %;
 - X_{15} — udział bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy 3 miesiące i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych kobiet w %;
 - X_{17} — kwota świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców w tys. zł;
 - X_{18} — udział gospodarstw domowych korzystających z pomocy społecznej powyżej kryterium dochodowego w ogólnej ich liczbie w %.

Następnie w celu unifikacji charakteru cech diagnostycznych zmieniono znaki wartości destymulant na przeciwne, po czym dla otrzymania ujednoczonych co do zakresu i miana ich wartości dokonano normalizacji owych cech. Zastosowano tutaj metodę unitaryzacji zerowanej daną wzorem (Kukuła, 2000):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_{k=1,2,\dots,n} x_{kj}}{\max_{k=1,2,\dots,n} x_{kj} - \min_{k=1,2,\dots,n} x_{kj}}$$

gdzie:

$i=1, 2, \dots, n,$

$j=1, 2, \dots, m,$

n — liczba obiektów,

m — liczba cech diagnostycznych.

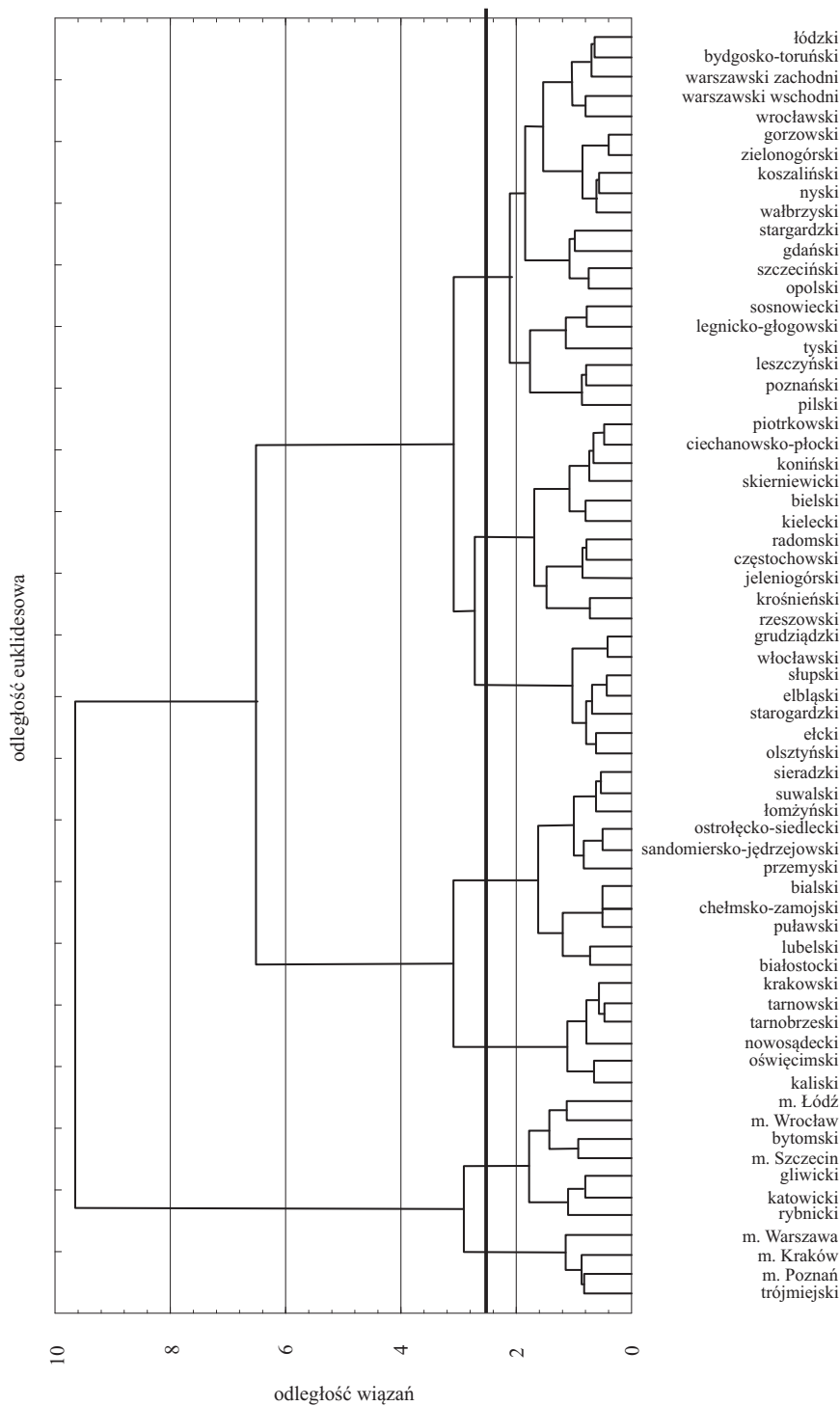
Zastosowanie tego wzoru spowodowało, że wszystkie wartości normalizowanych zmiennych należą do przedziału $[0, 1]$. Zakres znormalizowanych zmiennych stał się identyczny, co umożliwiło sporządzenie wykresu średnich wartości median w obu klasyfikacjach — wskaźnika zagrożenia ubóstwem oraz analizy skupień.

Metodę unitaryzacji zerowanej wybrano w celach porównawczych w grupach syntetycznych wskaźników o podobnym zakresie, jak wskaźnik zagrożenia ubóstwem (ARPR) analizowany przez Zespół Ośrodka Statystyki Małych Obszarów (OSMO) (Mapy..., 2013).

WYNIKI ANALIZY SKUPIEŃ

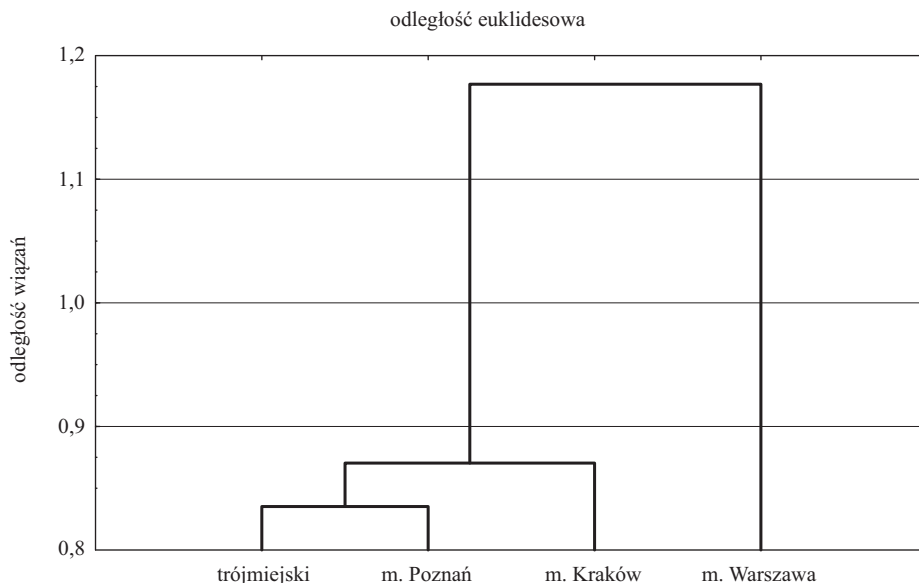
Jak już wspomniano, do wyznaczania podregionów podobnych ze względu na poziom zagrożenia ubóstwem zastosowano metodę analizy skupień Warda (Ward, 1963). Po dokonaniu aglomeracji przecięto dendrogram na wysokości 2,5, aby otrzymać 7 skupień, podobnie jak w przytoczonej pracy Mapy... (2013). Pokazano to na wyk. 1, natomiast wykresy 2—8 ilustrują wewnętrzne różnicowanie grup uzyskanych w wyniku tej klasyfikacji.

Wykr. 1. DENDROGRAM CAŁOŚCIOWEGO GRUPOWANIA PODREGIONÓW



Źródło: opracowanie własne przy użyciu pakietu Statistica.

WYKR. 2. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 1 PODREGIONÓW



Źródło: jak przy wykry. 1.

Grupa 1 charakteryzuje się: najwyższym udziałem ludności w wieku poprodukcyjnym; największymi dochodami ludności wyrażonymi przeciętnym wynagrodzeniem miesięcznym brutto w gospodarce narodowej; najlepszą sytuacją bezrobotnych, czyli największą liczbą osób bezrobotnych mających prawo do zasiłku; najwyższym udziałem gospodarstw domowych korzystających z pomocy społecznej powyżej kryterium dochodowego; najniższą kwotą świadczeń rodzinnych w tys. zł na 100 mieszkańców, a także najwyższym udziałem kobiet pozostających bez pracy do 3 miesięcy w ogólnej ich liczbie.

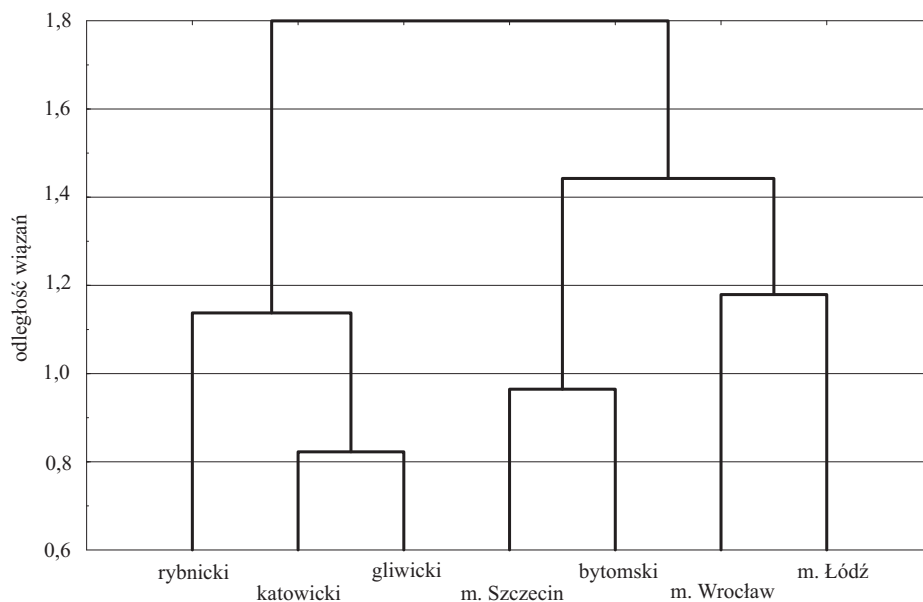
Grupę 2 cechuje: najmniejszy udział bezrobotnych mężczyzn w wieku 25—34 lata w ogólnej liczbie bezrobotnych; szczególnie wyraźne zróżnicowanie odsetka bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy; znaczny udział bezrobotnych kobiet ze stażem pracy do 1 roku w ogólnej ich liczbie oraz maksymalne odsetki bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym.

Grupa 3 wyróżnia się z kolei największym odsetkiem bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych, a zarazem najmniejszym udziałem kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym w ogólnej ich liczbie. Ponadto obserwuje się w tej grupie minimalny udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych.

Charakterystyczne właściwości podregionów w skupieniu 4 to najmniejsza skala bezrobocia kobiet pozostających bez pracy od 6 do 12 miesięcy; największy udział bezrobotnych młodych mężczyzn w ogólnej liczbie bezrobotnych oraz stosunkowo mała feminizacja bezrobotnych o najdłuższym stażu pracy (30 lat i więcej).

Wykr. 3. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 2 PODREGIONÓW

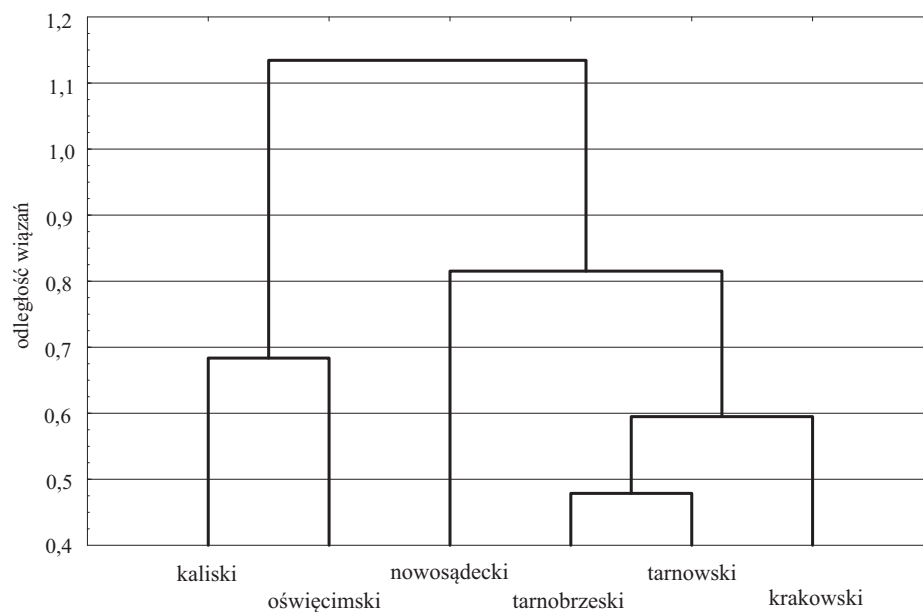
odległość euklidesowa



Źródło: jak przy wykr. 1.

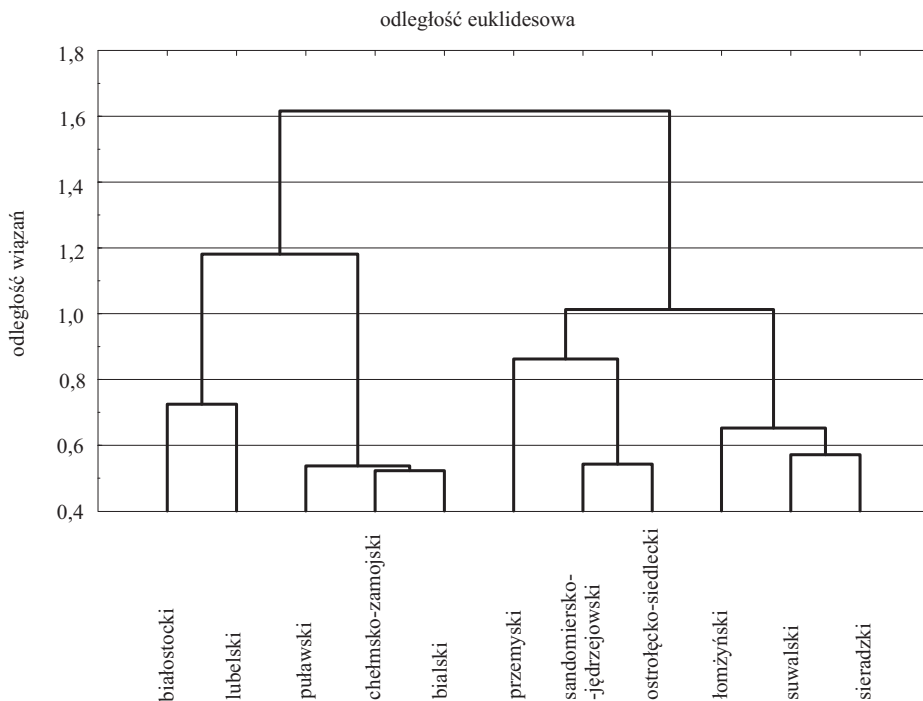
Wykr. 4. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 3 PODREGIONÓW

odległość euklidesowa



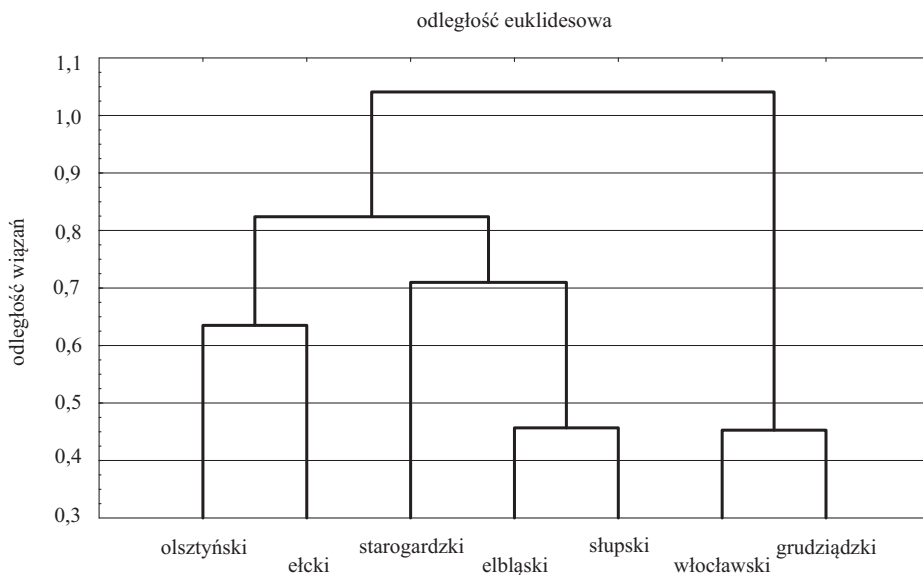
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 5. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 4 PODREGIONÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 6. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 5 PODREGIONÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

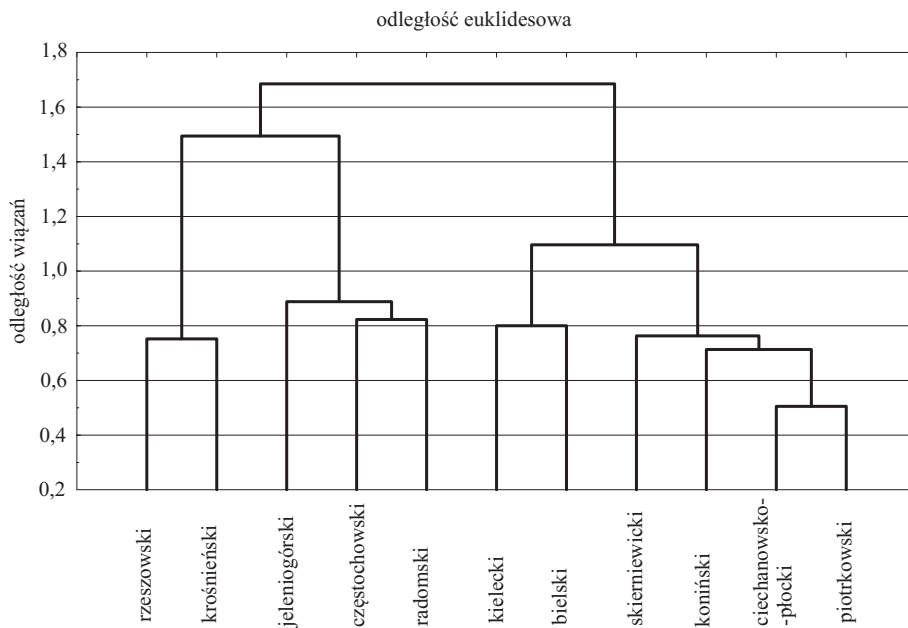
Skupienie 5 cechuje: najmniejszy udział ludności w wieku poprodukcyjnym w ogólnej jej liczbie; niskie przeciętne wynagrodzenia miesięczne; najmniejszy udział bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych; najmniejszy udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych oraz stosunkowo wysoki udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 5—10 lat.

Skupienie 6 charakteryzuje się najmniejszym odsetkiem bezrobotnych z prawem do zasiłku; najmniejszym udziałem bezrobotnych kobiet z wykształceniem średnim ogólnokształcącym w ogólnej liczbie bezrobotnych oraz najmniejszym udziałem bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy do 3 miesięcy w ogólnej ich liczbie.

Grupa 7 to przede wszystkim najmniejsze udziały bezrobotnych kobiet ze stażem pracy do 1 roku w ogólnej ich liczbie; duże udziały bezrobotnych kobiet o najkrótszym okresie pozostawania bez pracy (do 3 miesięcy) oraz relatywnie spory udział kobiet wśród bezrobotnych z najdłuższym stażem pracy (powyżej 30 lat).

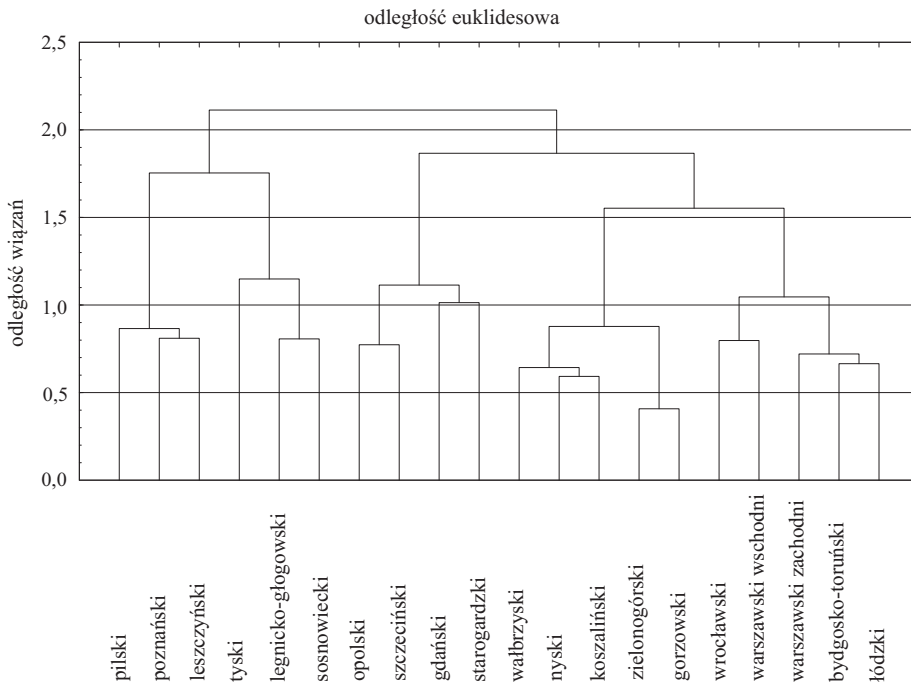
W wyniku przeprowadzonej analizy taksonomicznej można sformułować następujące spostrzeżenia: największy odsetek ludności w wieku poprodukcyjnym wystąpił w dużych aglomeracjach zaliczonych do grupy 1, tj.: m. Warszawie, m. Krakowie, m. Poznaniu i podregionie trójmiejskim, w których wynosił ok. 20%, natomiast najmniejszy w grupie 5 obejmującej podregiony: elbląski, ełcki, olsztyński, słupski, starogardzki, gdzie wynosił średnio 15%. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w przeliczeniu na mieszkańca było najwyższe w dużych miastach należących do grupy 1 (wymienionych wcześniej) i kształtowało się w przedziale od 4 tys. zł do 5 tys. zł, a najmniejsze notowano wśród podregionów grupy 5 — od 2,9 tys. zł do 3,2 tys. zł. Największy odsetek zarejestrowanych bezrobotnych z prawem do zasiłku wystąpił w dużych miastach zaliczanych do grupy 1 i wyniósł ok. 20%, najmniejszy zaś wystąpił w grupie 6 i stanowił ok. 16%. Należy zaznaczyć, że w podregionach grupy 7 znalazły się takie, dla których wartość tego wskaźnika wyniosła ponad 22%, jak np. poznański czy wałbrzyski. Największy odsetek — ok. 50% bezrobotnych — znalazł pracę w grupie 3, tj. w podregionach: krakowskim, nowosądeckim, oświęcimskim, tarnowskim, tarnobrzeskim i kaliskim. Szczególnie wyraźne zróżnicowanie tego wskaźnika obserwowano w skupieniu 2 — od 32,4% w podregionie gliwickim (minimum) do 48,2% w m. Łodzi. Najmniejszy odsetek bezrobotnych mężczyzn w wieku 25—34 lata wystąpił na obszarach zaliczonych do grupy 2, tj. w podregionach: m. Łodzi, bytomskim, gliwickim, katowickim, rybnickim, m. Szczecinie oraz m. Wrocławiu i wyniósł ok. 10%. Największa wartość tego wskaźnika wystąpiła w podregionach: sieradzki, ostrołęcko-siedleckim, białskim, chełmsko-zamojskim, lubelskim, puławskim, przemyskim, białostockim, łomżyńskim, suwalskim i sandomiersko-jędrzejowskim, zaliczonych do grupy 4 i była — przeciętnie rzecz ujmując — o 4 p.proc. wyższa niż w grupie 2.

Wykr. 7. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 6 PODREGIONÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 8. SUBDENDROGRAM DLA GRUPY 7 PODREGIONÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

W podregionach należących do grupy 3, tj.: krakowskim, nowosądeckim, oświęcimskim, tarnowskim, tarnobrzeskim i kaliskim wystąpił największy odsetek bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym (ok. 16%) oraz z wykształceniem ogólnokształcącym (ok. 9%) w ogólnej liczbie bezrobotnych. Najmniejszy udział kobiet bezrobotnych z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym notowano w podregionach: grudziądzkim, włocławskim, słupskim, starogardzkim, elbląskim, elckim i olsztyńskim, należących do grupy 5, gdzie stanowił ok. 13%, natomiast z wykształceniem średnim ogólnokształcącym — w grupie 6 obejmującej podregiony: piotrowski, skierniewicki, ciechanowsko-płocki, radomski, bielski, częstochowski, krośnieński, rzeszowski, kielecki, koniński oraz jeleniogórski i wyniósł od 5,3% do 7,9% ogólnej liczby bezrobotnych.

Wśród bezrobotnych kobiet największy ich odsetek w grupie z wykształceniem gimnazjalnym i niższym obserwowano w regionach zaliczanych do grupy 2, tj.: m. Łodzi, bytomskim, gliwickim, katowickim, rybnickim, m. Szczecinie oraz m. Wrocławiu i wyniósł przeciętnie ok. 30%, natomiast najmniejszy — niższy prawie o połowę, wynoszący przeciętnie ok. 16% — w podregionach: krakowskim, nowosądeckim, oświęcimskim, tarnowskim, tarnobrzeskim, kaliskim, które utworzyły skupienie 3.

Analizując udział bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem zasadniczym zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych widoczne jest, że pod tym względem w Polsce wyodrębniły się dwa obszary. Do pierwszego zaliczyć można podregiony z grup 1 i 2, gdzie udział bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem zasadniczym zawodowym w ogólnej liczbie bezrobotnych wynosił ok. 11—12%. W drugim obszarze udział ten był większy przeciętnie o ok. 5—6 p.proc. Udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych okazał się najmniejszy w podregionach z grupy 5 (ok. 5%, z wyjątkiem podregionu elckiego, gdzie przekroczył 6,8%) oraz w podregionach grupy 3 (5—6%). W pozostałych podregionach był wyższy przeciętnie o 1—2 p.proc.

Największy udział bezrobotnych kobiet ze stażem pracy 1 rok i mniej w ogólnej liczbie kobiet bezrobotnych wystąpił w grupie 2 podregionów i wyniósł przeciętnie 20%, natomiast najmniejszy obserwowano w grupie 7, gdzie był średnio o ok. 4—9 p.proc. niższy. Z kolei udział bezrobotnych kobiet ze stażem pracy powyżej 30 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych ze stażem powyżej 30 lat wyniósł w Polsce ok. 30%, przy czym udział mężczyzn w tej grupie był znacznie wyższy. Szczególnie duże wartości tego wskaźnika notowane są w podregionach skupienia 2 (w niektórych przypadkach przekraczając nawet 40%). Największy udział bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy 3 miesiące i mniej w ogólnej liczbie bezrobotnych kobiet wystąpił w grupie 1, obejmującej duże aglomeracje miejskie, gdzie wyniósł powyżej 30%, natomiast najmniejszy był w grupie 6 i kształtował się na poziomie przeciętnie o 10 p.proc. mniej-

szym. Największy udział kobiet pozostających bez pracy 6—12 miesięcy w ogólnej liczbie bezrobotnych obserwowano w grupie 1 i wyniósł przeciętnie ok. 11%, natomiast najmniejszy był w grupie 4, gdzie ukształtował się na poziomie ok. 8—9%.

Jak wynika z analizy, udział bezrobotnych mężczyzn pozostających bez pracy przez 6—12 miesięcy w ogólnej liczbie bezrobotnych był znacznie wyższy niż w przypadku kobiet. Z kolei udział bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 5—10 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych we wszystkich podregionach Polski wyniósł ok. 6—7%. Wyższe wartości tych wskaźników obserwowano w skupieniu 5.

Największa kwota świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców wystąpiła w grupie 5 i wyniosła przeciętnie ok. 30 tys. zł na 100 mieszkańców, natomiast najmniejszą obserwowano w grupie 1, gdzie była przeciętnie o ok. 21 tys. zł niższa.

Największy udział gospodarstw domowych korzystających z pomocy społecznej powyżej kryterium dochodowego dał się zaobserwować w grupie 1, gdzie wyniósł nawet powyżej 50%, a w pozostałych podregionach udział ten był średnio o ok. 8—10 p.proc. mniejszy, bez wyraźnej koncentracji obszarów o najmniejszych wartościach tego wskaźnika.

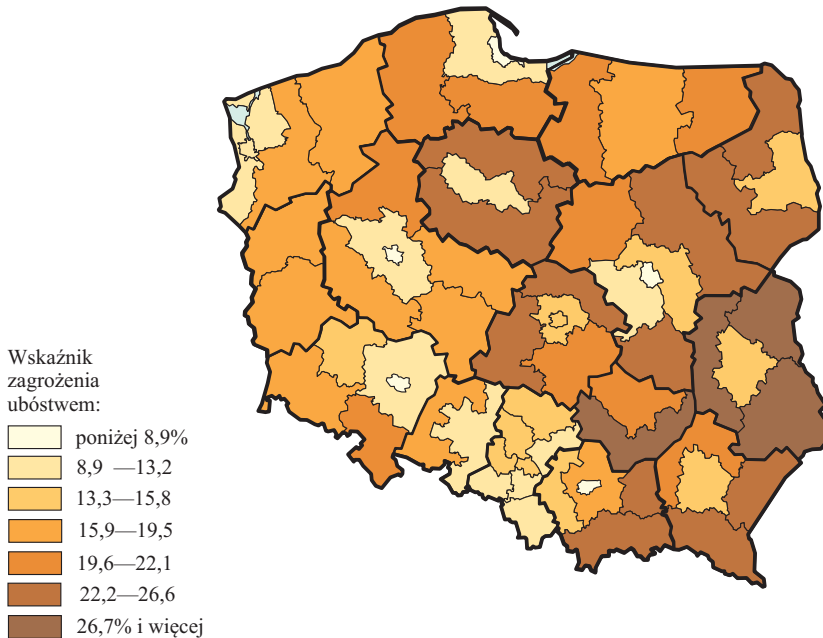
PORÓWNANIE REZULTATÓW ANALIZY SKUPIEŃ Z KLASAMI WIELKOŚCI WSKAŹNIKA ZAGROŻENIA UBÓSTWEM ARPR

W tej części rozważań rezultaty wyznaczenia skupień podregionów podobnych ze względu na poziom zagrożenia ubóstwem porównano z wynikami prac studialnych w zakresie przestrzennej dywersyfikacji oszacowań wskaźnika zagrożenia ubóstwem (ARPR) w 2011 r. przeprowadzonych przez OSMO we współpracy z ekspertami Banku Światowego (*Mapy...*, 2013) (wykr. 9 i 10). Oszacowany przez OSMO, na podstawie badania EU-SILC (Europejskie Badanie Warunków Życia Ludności), wskaźnik zagrożenia ubóstwem definiuje się jako odsetek osób, których dochód ekwiwalentny do dyspozycji (po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych) jest niższy od granicy ubóstwa ustalonej na poziomie 60% krajowej mediany ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstwa domowego.

Rozpatrywano wówczas wielkości wskaźnika ARPR według 7 klas:

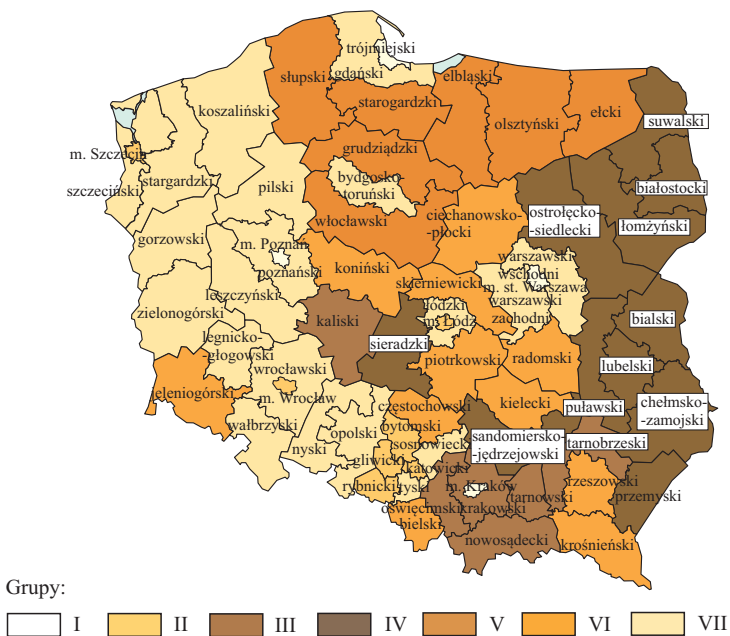
- I — poniżej 8,9%,
- II — 8,9—13,2%,
- III — 13,3—15,8%,
- IV — 15,9—19,5%,
- V — 19,6—22,1%,
- VI — 22,2—26,6%,
- VII — 26,7% i więcej.

Wykr. 9. KLASY WIELKOŚCI WSKAŹNIKA ARPR



Źródło: *Mapy...* (2013).

Wykr. 10. GRUPY ZAGROŻENIA UBÓSTWEM WEDŁUG ANALIZY SKUPIEŃ



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu SAS Enterprise Guide 4.3.

Do celów porównawczych — w przypadku wyk. 10 — przypisano (nadano) kolor klasy wartości wskaźnika ARPR:

- grupie 1 — poniżej 8,9%, ponieważ udział w tej klasie wskaźnika wyniósł 100% podregionów tej grupy;
- grupie 7 — na poziomie 8,9—13,2%, ze względu na 45% udział podregionów 7 grupy skupienia;
- grupie 2 — na poziomie 13,3—15,8%, z uwagi na 57,1% udział podregionów z 2 grupy skupienia;
- grupie 6 — z przedziału 15,9—19,5%, ze względu na 27,2% udział podregionów tego skupienia;
- grupie 5 — na poziomie 19,6—22,1%, z uwagi na 57,1% udział podregionów należących do tego skupienia;
- grupie 3 — z przedziału 22,2—26,6%, z uwagi na to, że 33,3% podregionów tej grupy weszło w skład owej klasy ARPR;
- grupie 4 — na poziomie 26,7% i więcej, ponieważ zawiera tylko podregiony skupienia 4 (36,4% jego składu).

Jak widać, w obu przypadkach zagrożenie ubóstwem koncentruje się na wschodzie i południu kraju, choć w przypadku wskaźnika ARPR koncentracja ta jest nieco mniej widoczna. W tablicy pokazano szczegółowe porównanie składu grup uzyskanych drogą analizy skupień oraz klas określonych na podstawie wartości wskaźnika ARPR.

**PORÓWNANIE ZAWARTOŚCI KLAS WEDŁUG ARPR
ORAZ GRUP OTRZYMANYCH W WYNIKU ANALIZY SKUPIEŃ**

Podregiony	Grupy według analizy skupień	Odsetek podregionów grupy należących do danej klasy ARPR
ARPR poniżej 8,9%		
M. Poznań	1	100,0
M. Kraków	1	
M. Warszawa	1	
Trójmiejski	1	
M. Wrocław	2	14,3
ARPR 8,9—13,2%		
Szczeciński	7	45,0
Gdański	7	
Bydgosko-toruński	7	
Poznański	7	
Warszawski zachodni	7	
Opolski	7	
Tyski	7	
Wrocławski	7	
Sosnowiecki	7	
M. Szczecin	2	28,6
Rybnicki	2	
Bielski	6	9,1

**PORÓWNANIE ZAWARTOŚCI KLAS WEDŁUG ARPR
ORAZ GRUP OTRZYMANÝCH W WYNIKU ANALIZY SKUPIEŃ (cd.)**

Podregiony	Grupy według analizy skupień	Odsetek podregionów grupy naleŹących do danej klasy ARPR
------------	------------------------------	----------------------------------------------------------

ARPR 13,3—15,8%

Legnicko-głogowski	7	15,0
Łódzki	7	
Warszawski wschodni	7	
Gliwicki	2	57,1
Katowicki	2	
Bytomski	2	
M. Łódź	2	
Oświęcimski	3	16,7
Białostocki	4	9,1
Częstochowski	6	9,1

ARPR 15,9—19,5%

Koszaliński	7	30,0
Gorzowski	7	
Zielonogórski	7	
Leszczyński	7	
Nyski	7	
Stargardzki	7	27,2
Jeleniogórski	6	
Koniński	6	
Rzeszowski	6	14,3
Olsztyński	5	
Lubelski	4	9,1
Kaliski	3	33,3
Krakowski	3	

ARPR 19,6—22,1%

Starogardzki	5	57,1
Elbląski	5	
Ełcki	5	
Słupski	5	
Ciechanowsko-płocki	6	27,3
Piotrkowski	6	
Kielecki	6	
Pilski	7	10,0
Wałbrzyski	7	
Tarnobrzeski	3	16,7

ARPR 22,2—26,6%

Sieradzki	4	45,5
Ostrołęcko-siedlecki	4	
Łomżyński	4	
Suwalski	4	
Przemyski	4	
Skierniewicki	6	27,3
Radomski	6	

**PORÓWNANIE ZAWARTOŚCI KLAS WEDŁUG ARPR
ORAZ GRUP OTRZYMANÝCH W WYNIKU ANALIZY SKUPIEŃ (dok.)**

Podregiony	Grupy według analizy skupień	Odsetek podregionów grupy naleŹących do danej klasy ARPR
------------	------------------------------	----------------------------------------------------------

ARPR 22,2—26,6% (dok.)

KroŹnieŹski	6	27,3
Tarnowski	3	33,3
Nowosádecki	3	
Grudziádzki	5	28,6
Włocławski	5	

ARPR 26,7% i wiêcej

Sandomiersko-jêdrzejowski	4	36,4
Puławski	4	
Białski	4	
Chełmsko-zamojski	4	

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem wyników prac OSMO (Mapy..., 2013).

Klasa wskaźnika zagrożenia ubóstwem na poziomie poniŹej 8,9% pokryła w 100% podregiony grupy 1, wyznaczonej na podstawie analizy skupień (tablica). Warto jednak zauwaŹyć, Źe okazała siê ona nieco szersza niŹ owo skupienie. Tym róŹnicującym elementem jest Wrocław, który nie znalazł siê w owym skupieniu m.in. z uwagi na znaczny udział bezrobotnych kobiet ze staŹem pracy 1 rok i mniej. Wskaźnik zagrożenia ubóstwem wyznaczony przez OSMO na poziomie 8,9—13,2% osiágnęło 45% podregionów, które zaliczono w tej analizie skupień do grupy 7, gdzie obserwuje siê m.in. niská wysokość kwoty świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców oraz niewysoki odsetek bezrobotnych kobiet ze staŹem pracy 1 rok i mniej. Ponadto do rozpatrywanej klasy według wskaźnika ARPR wchodziły teŹ podregiony, które w analizie skupień zaliczono do grupy 2 oraz 6. Rozpatrywane cechy diagnostyczne w tym przypadku nosá zatem ze sobá dodatkowe informacje, których nie obejmuje ARPR. W owych dwóch podregionach skupienia 2 można dostrzec m.in. niskie udziały bezrobotnych męŹczyzn ze staŹem pracy 5—10 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych, jak teŹ niewielká kwotê świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców. W przypadku podregionu bielskiego, naleŹącego do skupienia 6, obok relatywnie niskiego udziału bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niŹszym można zauwaŹyć równieŹ niská kwotê świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców, co sugeruje, Źe ma ona dość wyraźny wpływ na ARPR. Jest to o tyle logiczne, iŹ zarówno kryteria wypłacania świadczeń, jak i wskaźnik ARPR oparte sá na dochodach gospodarstw domowych.

Klasa podregionów, których wskaźnik zagrożenia ubóstwem ukształtował siê na poziomie 13,3—15,8% równieŹ zawierała podregiony, które w wyniku anali-

zy skupień zaliczono do grupy 2. Cechowały się one wysokim udziałem ludności w wieku poprodukcyjnym i wysokim udziałem bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym. Znalazły się tam trzy podregiony z grupy 7 charakteryzujące się wysokim odsetkiem bezrobotnych kobiet ze stażem pracy 30 lat i więcej w ogólnej liczbie bezrobotnych z takim stażem, podobnie jak jedyny podregion ze skupienia 3 (oświęcimski) czy też podregion białostocki należący do grupy 4, która dodatkowo charakteryzuje się najniższymi udziałami bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym oraz bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem zasadniczym zawodowym w ogólnej ich liczbie. Skupienie 6 reprezentowane jest także przez jeden podregion (częstochowski) charakteryzujący się m.in. niskim udziałem bezrobotnych kobiet z wykształceniem średnim ogólnokształcącym oraz bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym. Przemieszczenie się części grupy 7 do kolejnego przedziału wskaźnika zagrożenia ubóstwem mogło być wynikiem zaokrągleń oszacowań. Warto w tym miejscu przypomnieć, że grupa 7, ustalona na podstawie analizy skupień, była grupą najbardziej liczną, obejmującą 20 podregionów.

W przedziale zagrożenia ubóstwem według ARPR na poziomie 15,9—19,5% ponownie wystąpiły podregiony z grupy 7 (głównie z zachodniej i południowej części kraju — niemal 1/3 składu tej grupy), jednak w mniejszej liczbie niż w przedziale 8,9—13,3% (do którego należało — jak pamiętamy — 9). To potwierdza, że grupa 7 jest bardzo liczna i wewnętrznie zróżnicowana. Znajdują się tutaj również trzy podregiony z grupy 6, m.in. z niskim odsetkiem bezrobotnych kobiet z wykształceniem średnim ogólnokształcącym, dwa z grupy 3, które charakteryzuje wysoki udział bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy czy bezrobotnych kobiet z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym, ale też z relatywnie niskim udziałem bezrobotnych młodych mężczyzn w wieku 25—34 lata oraz jeden z grupy 5, który ma względnie niewysoki udział ludności w wieku poprodukcyjnym oraz gospodarstw domowych korzystających z pomocy społecznej, jak również dość znaczny odsetek bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym.

Kolejny przedział wskaźnika zagrożenia ubóstwem to 19,6—22,1%. Warto zauważyć, że należące tu podregiony ze skupienia 5 położone są na północy Polski, zaś ze skupienia 6 — w środkowej. Takiej regularności nie ma np. w przypadku należących tutaj podregionów grupy 7 oraz 3. Zaliczone do tej klasy wskaźnika ARPR podregiony grupy 5 charakteryzują się wysokim udziałem bezrobotnych z prawem do zasiłku oraz względnie niskim udziałem młodych mężczyzn (w wieku 25—34 lata) wśród bezrobotnych. Podregiony z grupy 6 wyróżniają się m.in. wysokim udziałem bezrobotnych kobiet ze stażem pracy powyżej 30 lat w ogólnej ich liczbie oraz względnie niską kwotą świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców. Z kolei podregion tarnobrzeski ze skupienia 3 charakteryzuje się niskim udziałem bezrobotnych kobiet z wykształceniem gimnazjalnym i niższym oraz

wysokim udziałem gospodarstw domowych korzystających z pomocy społecznej w ogólnej ich liczbie.

Wskaźnik zagrożenia ubóstwem na poziomie 22,2—26,6% wyznaczył z kolei klasę obejmującą niemal połowę podregionów zaliczanych do grupy 4, ponad 1/4 podregionów z grupy 6, w których występuje stosunkowo niski udział bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy 6—12 miesięcy oraz po dwa podregiony z grupy 3 (charakteryzujące się wysokim udziałem bezrobotnych kobiet z wykształceniem średnim ogólnokształcącym) i grupy 5 (w których zauważa się — co z racjonalnego punktu widzenia dość nietypowe — wysoki udział bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy i znaczny poziom kwoty świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców w tys. zł).

Ostatnia klasa wielkości zagrożenia ubóstwem (26,7% i więcej) zawierała cztery podregiony, które zaliczono w wyniku analizy skupień do grupy 4, cechujące się m.in. niskim udziałem bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 5—10 lat w ogólnej liczbie bezrobotnych. Rozlokowanie grupy 4 w przedziale ostatnim i przedostatnim może być spowodowane zaokrągleniami oszacowań.

Wyniki grupowania podregionów według podobieństwa w zakresie zagrożenia ubóstwem są zbliżone do efektów prac poznańskiego OSMO. Występują jednakże pewne różnice, co widać szczególnie w rozczłonkowaniu grupy 7 między bardzo różnorodnymi klasami wielkości wskaźnika zagrożenia ubóstwem badanego przez OSMO. Może to mieć źródło w fakcie, że wskaźnik ARPR — w przeciwieństwie do analizy skupień — nie uwzględnia oddziaływania wielu różnorodnych czynników decydujących o wystąpieniu ryzyka ubóstwa.

Wnioski

Z przeprowadzonych analiz wynika, że zarówno według wskaźnika ARPR, jak i analizy skupień południowa część wschodniej Polski charakteryzowała się największym zagrożeniem ubóstwem. Do skupienia wskazującego obszary o największych problemach w tym zakresie należą wszakże podregiony północnej części wschodu naszego kraju. Najmniejszy stopień zagrożenia ubóstwem objął natomiast w obu metodach podregiony zurbanizowane.

Jak można zauważyć, zaobserwowany w skupieniu 1 najniższy stopień zagrożenia ubóstwem wynikał głównie z faktu, że podregiony tego skupienia charakteryzuje nie tylko najkorzystniejsza sytuacja dochodowa, ale również niskie bezrobocie. Z kolei w grupie 4 dostrzeżono korzystny niski odsetek bezrobotnych mężczyzn ze stażem pracy 5—10 lat (co jednak może mieć związek z rolniczym charakterem tych obszarów, a zatem szerszymi możliwościami pracy — także dorywczej — w tym właśnie sektorze), a w grupie 5 — największą kwotę świadczeń rodzinnych na 100 mieszkańców, co pośrednio może stanowić konsekwencję niskiego udziału ludności w wieku poprodukcyjnym, gdyż nie korzysta już ona raczej z tego rodzaju świadczeń. Zdecydowane różnice widać na

poziomie wskaźnika ARPR 8,9—13,2% (najbardziej podobnym do grupy 7). Według ARPR podregiony tej klasy są rozrzucone w całej Polsce, natomiast według analizy skupień obejmują głównie Polskę zachodnią. Polska północna to praktycznie analogiczne wyniki obu metod, w przeważającej części tego regionu wskaźnik zagrożenia ubóstwem wynosił 19,6—22,1%. Południowa część Polski jest bardzo zróżnicowana pod względem zagrożenia ubóstwem, od najniższego wskaźnika w m. Krakowie do najwyższego w podregionie sandomiersko-jędrzejowskim — jednak i tutaj widać podobne wyniki obu metod.

Średnich wartości median znormalizowanych cech nie można przedstawić na jednym wykresie z uwagi na to, że obie klasyfikacje są różne (wskaźnik ARPR — według prac OSMO, w analizie skupień rozpatrywane są zupełnie inne i bardziej różnorodne wskaźniki). Jednak można zauważyć, że zróżnicowanie średnich wartości median znormalizowanych cech w obu metodach obserwacji przestrzennego rozkładu zagrożenia ubóstwem jest bardzo zbliżone, aczkolwiek nieco większe dla efektów analizy skupień.

mgr Beata Kraszewska — *Urząd Statystyczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Golinowska S. (2012), *O biedzie i polityce jej zwalczania współcześnie. Podejście porównawcze w świetle Europejskiego Roku Zwalczania Ubóstwa i Wykluczenia Społecznego*, [w:] *Polska bieda w świetle Europejskiego Roku Walki z Ubóstwem i Wykluczeniem Społecznym*, red. H. E. Kubiak, Krakowskie Wydawnictwo Edukacyjne sp. z o.o. — Oficyna Wydawnicza AFM, Kraków: s. 93—115.
- Kordos J., Ochocki A. (1993), *Problemy pomiaru ubóstwa w krajach EWG i w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1: s. 3—8.
- Kukuła K. (2000), *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Luszniewicz A. (1982), *Statystyka Społeczna. Podstawowe problemy i metody*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Malina A., Zeliaś A. (1998), *On Building Taxonomic Measures on Living Conditions*, „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 3: s. 523—544.
- Mapy ubóstwa na poziomie podregionów w Polsce z wykorzystaniem estymacji pośredniej* (2013), Urząd Statystyczny w Poznaniu, Ośrodek Statystyki Małych Obszarów, GUS, Poznań, http://stat.gov.pl/download/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5732/4/1/1/mapowanie_ubostwa_prace_studialne.pdf (dostęp 06.11.2013 r.).
- Meliczek H. (1991), *Metody pomiaru ubóstwa*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12: s. 1—6.
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Centrum Doradztwa i Informacji DIFIN, Warszawa.
- Neter J., Wasserman W., Kutner M. H. (1985), *Applied Linear Statistical Models: Regression, Analysis of Variance, and Experimental Designs*, nr 469, Homewood, IL: Richard D. Irwin, Inc.
- Panek T., Podgórski J., Szulc A. (1999), *Ubóstwo: teoria i praktyka pomiaru*, SGH, Warszawa.
- Panek T., Zwierzchowski J. (2013), *Porównawcza analiza sfery ubóstwa w krajach UE w ujęciu regionalnym*, Zeszyty Naukowe, Instytut Statystyki i Demografii SGH, Warszawa.
- Ward J. H. (1963), *Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 58: s. 236—244.

Summary. *The article discusses the use of cluster analysis methods to assess the differentiation of risk of poverty in the Polish subregion. On the basis of data on the labor market, wages and social care, developed on the basis of the resources of the Local Data Bank of the CSO and their variable-correlation verification, the author has defined a set of diagnostic features used to determine the cluster of sub-regions similar in terms of risk of poverty. Results were compared with the results of study work in the field of spatial diversification of estimating at-risk-of-poverty rate (ARPR) in 2011 conducted by the Small Areas Statistics Centre of the Statistical Office in Poznań in cooperation with experts from the World Bank.*

Keywords: cluster analysis, Ward's method, Euclidean distance, at-risk-of-poverty rate.

Резюме. *Статья была посвящена вопросу использования методов кластерного анализа для оценки дифференциации опасности выступления бедности в субрегионах. На основе данных по рынке труда, вознаграждений и социального обеспечения, разработанных на основе фондов Банка локальных данных ЦСУ и непостоянно-корреляционной проверки, был определен набор диагностических признаков, который использовался в определении кластеров субрегионов аналогичных в отношении к опасности выступления бедности.*

Полученные результаты были сопоставлены с результатами научных работ в области пространственной диверсификации оценок показателя опасности выступления бедности ARPR (at-risk-of-poverty rate) в 2011 г. проведенных Центром статистики малых домен Статистического управления в Познани в сотрудничестве с экспертами Всемирного банка.

Ключевые слова: кластерный анализ, метод Уорда, расстояние Евклида, показатель опасности выступления бедности.

Marek RĘKLEWSKI, Dominik ŚLIWICKI

Estymacja dla małych obszarów liczby biernych zawodowo w powiatach woj. kujawsko-pomorskiego

Streszczenie. *Celem opracowania jest estymacja liczby biernych zawodowo w powiatach woj. kujawsko-pomorskiego z wykorzystaniem wybranych metod statystyki małych obszarów oraz dokonanie oceny precyzji otrzymanych szacunków. Przeprowadzona analiza stanowi przykład zastosowania wybranych estymatorów statystyki małych obszarów do estymacji liczby biernych zawodowo w ujęciu powiatowym. Analizę przeprowadzono na podstawie danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności za IV kwartał 2010 r. i Narodowego Spisu Powszechnego 2011. Uzyskane wyniki pozwalają na wnioskowanie o wielkości populacji biernych zawodowo na stosunkowo niskim poziomie agregacji.*

Słowa kluczowe: statystyka małych obszarów, rynek pracy, bierni zawodowo.

Metodologia stosowana w badaniach aktywności ekonomicznej ludności (zarówno do wyznaczenia podstawowych kategorii na rynku pracy: pracujących, bezrobotnych, biernych zawodowo, jak i obliczanych na ich podstawie wskaźników) opiera się przede wszystkim na definicjach zalecanych przez Międzynarodową Organizację Pracy (MOP). Więcej informacji na temat nowych zaleceń dotyczących statystyki rynku pracy można odnaleźć w artykule A. Zgierskiej (2014). Bierni zawodowo to osoby w wieku 15 lat i więcej pozostające poza siłą roboczą, których nie zaklasyfikowano jako pracujące lub bezrobotne. Są to osoby, które w badanym tygodniu nie pracowały (*Badanie...*, 2011):

- nie pracowały, nie miały pracy i jej nie poszukiwały;
- nie pracowały, poszukiwały pracy, ale nie były zdolne (gotowe) do jej podjęcia w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym;
- nie pracowały i nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę załatwioną i oczekiwały na jej rozpoczęcie w okresie:
 - dłuższym niż trzy miesiące,
 - do 3 miesięcy, ale nie były gotowe tej pracy podjąć (od 2004 r.).

Wśród biernych zawodowo wyróżnia się grupę zniechęconych, do której należą osoby nieposzukujące pracy, ponieważ są przekonane, że jej nie znajdą.

Zbiorowość osób biernych zawodowo jest bardzo zróżnicowana ze względu na występujące przyczyny bierności. Ważnymi czynnikami wpływającymi na niejednorodny charakter tej kategorii są płeć, a także wiek. Osoby w wieku 15—24 lata są bierne zawodowo głównie ze względu na pobieranie nauki, natomiast u osób w wieku 55 lat i więcej przyczyną bierności jest głównie emerytura oraz choroba bądź niepełnosprawność. Wśród kobiet częstą przyczyną bierności są również obowiązki rodzinne czy związane z prowadzeniem domu.

Posiadanie informacji o liczbie osób biernych zawodowo jest ważne w prowadzeniu polityki społecznej, prozdrowotnej oraz edukacyjnej zwłaszcza na niższych poziomach administracyjnych kraju.

Celem opracowania jest estymacja liczby biernych zawodowo w powiatach (NTS 4) w woj. kujawsko-pomorskim z wykorzystaniem wybranych metod statystyki małych obszarów oraz dokonanie oceny precyzji tych szacunków. W badaniu wykorzystano dane pochodzące z:

- Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) za IV kwartał 2010 r.,
- Narodowego Spisu Powszechnego 2011 (NSP 2011) opublikowanych w Banku Danych Lokalnych (BDL) na stronie internetowej GUS.

W badaniu wykorzystano następujące typy estymatorów:

- a) bezpośredni,
- b) syntetyczny ilorazowy,
- c) złożony.

WYBRANE METODY ESTYMACJI

Estymator bezpośredni (Horvitz-Thompsona)

W statystyce małych obszarów wykorzystywane metody estymacji w podejściu randomizacyjnym można podzielić na dwie grupy, tj. estymatory bezpośrednie i pośrednie. Estymatory bezpośrednie uwzględniają wyłącznie te informacje, które dotyczą wylosowanych jednostek z danej domeny (d). Termin „mały obszar” (*small area*) w artykule występuje w sensie geograficznym, a więc odnosi się do jednostek terytorialnych, w tym przypadku powiatów. Cechą charakterystyczną estymatorów bezpośrednich jest możliwość wystąpienia dużej wariancji, gdy jest zbyt mała liczba jednostek wylosowanych do badania w danym przekroju. Estymator ten może być nieobciążony pod warunkiem dobrania do próby odpowiednio dużej liczby jednostek (Rao, 2003). Najbardziej znaną i powszechnie wykorzystywaną metodą estymacji bezpośredniej jest estymator Horvitz-Thompsona (*HT*). Jego zapis przedstawia się następująco (Dehnel, 2003):

$$\hat{\rho}_d^{HT} = \sum y_i \omega_i = \sum \frac{y_i}{\pi_i} \quad (1)$$

gdzie:

- $\hat{\rho}_d^{HT}$ — estymator *HT* dla oszacowanej wartości cechy ρ dla *d*-powiatu,
 y_i — wartość cechy ρ dla *i*-tej jednostki wylosowanej do badania,
 ω_i — waga przyporządkowana *i*-tej jednostce wylosowanej do badania, którą oblicza się według wzoru $\omega_i = \frac{1}{\pi_i}$, π_i oznacza prawdopodobieństwo, z jakim dana jednostka została wylosowana do próby.

Estymator *HT* nie wykorzystuje informacji od tzw. zmiennych dodatkowych pochodzących z innych źródeł statystycznych. Stanowi on zazwyczaj punkt wyjścia do dalszych analiz z wykorzystaniem metod estymacji pośredniej.

Syntetyczny estymator ilorazowy

Syntetyczny estymator ilorazowy uwzględnia informacje statystyczne zarówno z próby, jak i spoza niej poprzez zastosowanie do estymacji zmiennych pomocniczych. Estymator ten — zaliczany do grupy estymatorów pośrednich — charakteryzuje się niższą wariancją w porównaniu z estymatorem bezpośrednim i jest zwykle obciążony. W przypadku stosowania syntetycznego estymatora ilorazowego zakłada się podobieństwo małego obszaru do dużego. Wówczas relacja między zmiennymi szacowanymi i zmiennymi pomocniczymi dla małego obszaru jest również prawdziwa w przypadku całej populacji (Gołata, 2007). Wybór zmiennej pomocniczej jest kwestią bardzo istotną, gdyż wpływa bezpośrednio na uzyskane wyniki estymacji. Zmienną tę identyfikuje się na podstawie wartości współczynnika korelacji, pomiędzy potencjalną zmienną pomocniczą a ocenami otrzymanymi z estymatora *HT* $\hat{\rho}_\Omega$, przy jednoczesnym uwzględnieniu przesłanek merytorycznych. Zmienne pomocnicze można podzielić na trzy kategorie (Dehnel, 2003), tj.:

- *Y* — dotyczące małego obszaru, notowane tylko w trakcie badania reprezentacyjnego;
- *X* — dotyczące całej domeny, o których informacje pochodzą z badania reprezentacyjnego, jak również z innych źródeł;
- *Z* — które nie są obserwowane w próbie, a informacje o nich pochodzą jedynie z badania pełnego.

Syntetyczny estymator ilorazowy przyjmuje postać (Żądło, 2008):

$$\hat{\rho}_d^{SYN-IL} = \frac{X_d}{X_\Omega} \hat{\rho}_\Omega \quad (2)$$

gdzie:

- $\hat{\rho}_d^{SYN-IL}$ — wartość syntetycznego estymatora ilorazowego dla d -powiatu,
- $\hat{\rho}_\Omega$ — estymator bezpośredni dla „dużego obszaru” (województwa),
- X_Ω — wartość zmiennej pomocniczej dla „dużego obszaru” (województwa),
- X_d — wartość zmiennej pomocniczej dla „ d -tego małego obszaru” (powiatu).

Estymator złożony

Estymator złożony stanowi wypukłą kombinację estymatorów bezpośredniego i syntetycznego z uwzględnieniem wartości wagowej ω_d . W opracowaniu do konstrukcji estymatora złożonego wykorzystano estymatory bezpośredni i syntetyczny ilorazowy (Ghosh, Rao, 1994):

$$\hat{\rho}_d^Z = \omega_d \hat{\rho}_d + (1 - \omega_d) \hat{\rho}_d^{SYN-IL} \quad (3)$$

gdzie:

- $\hat{\rho}_d^Z$ — wartość estymatora złożonego dla d -powiatu,
- $\hat{\rho}_d$ — wartość estymatora bezpośredniego dla d -powiatu,
- $\hat{\rho}_d^{SYN-IL}$ — wartość syntetycznego estymatora ilorazowego dla d -powiatu,
- ω_d — waga (wartość wagi przyjęto na poziomie 0,5).

W przypadku tak skonstruowanego estymatora złożonego wariancja będzie niższa w porównaniu z wariancją estymatora bezpośredniego, ale wyższa od wariancji syntetycznego estymatora ilorazowego (Żądło, 2008).

OCENA PRECYZJI ESTYMATORÓW

Do oceny precyzji oszacowanych wyników wykorzystano metodę bootstrapową. Według niej losowane są podpróbki ze zbioru wszystkich jednostek z danej próby metodą losowania prostego ze zwracaniem. Wartość wariancji oblicza się według wzoru (Bracha, 2003):

$$Var(\hat{\rho}) = \frac{1}{R-1} \sum_{r=1}^R (\hat{\rho}_r - \hat{\rho})^2 \quad (4)$$

gdzie:

$Var(\hat{\rho})$ — wariancja badanego parametru $\hat{\rho}$ dla danego powiatu,

$\hat{\rho} = \frac{\sum_r \hat{\rho}_r}{R}$ — wartość średnia z szacunków parametru dla danej domeny,

R — liczba replikacji w symulacji bootstrapowej.

Miarą precyzji estymatorów jest współczynnik zmienności CV (*Coefficient of Variation*):

$$CV(\hat{\rho}) = \frac{\sqrt{Var(\hat{\rho})}}{\hat{\rho}} \cdot 100\% \quad (5)$$

Liczbę replikacji metody bootstrapowej ustalono na $R=500$. Wartość graniczną współczynnika zmienności CV przyjęto zgodnie z zaleceniami metodologicznymi Włoskiego Instytutu Statystycznego na poziomie 18% (Wawrowski, 2012; Meller, 2012). Do oszacowanych parametrów $\hat{\rho}$ według powiatów wyznaczono przedziały ufności z wykorzystaniem wskaźnika precyzji CV . Dolną i górną granicę tych przedziałów obliczono według wzoru (Särndal i in., 1992):

$$\hat{\rho} \cdot \left(1 - 1,96 \cdot \frac{CV}{100}\right) \leq \rho \leq \hat{\rho} \cdot \left(1 + 1,96 \cdot \frac{CV}{100}\right) \quad (6)$$

WYNIKI BADAŃ

Do oszacowania liczby biernych zawodowo w powiatach metodami statystyki małych obszarów wykorzystano dane z BAEL. Losowanie prób do BAEL przeprowadzono według schematu złożonego, tzn. dwustopniowego.

TABL. 1. LICZBA JEDNOSTEK LOSOWANIA PIERWSZEGO STOPNIA W BADANYCH POWIATACH WOJ. KUJAWSKO-POMORSKIEGO W IV KWARTALE 2010 R.

Powiaty	Liczba	Powiaty	Liczba	Powiaty	Liczba
O g ó l e m	346	Lipnowski	10	Tucholski	5
Aleksandrowski	11	Mogileński	11	Wąbrzeski	3
Brodnicki	11	Nakielski	11	Włocławski	8
Bydgoski	13	Radziejowski	8	Żniński	10
Chełmiński	10	Rypiński	7	M. Bydgoszcz	80
Golubsko-dobrzyński	11	Sępoleński	4	M. Grudziądz	21
Grudziądzki	4	Świecki	12	M. Toruń	38
Inowrocławski	24	Toruński	12	M. Włocławek	22

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych BAEL za IV kwartał 2010 r.

Oszacowanie wartości wskaźników precyzji liczby biernych zawodowo według powiatów w woj. kujawsko-pomorskim polegało na losowaniu podprób z wykorzystaniem jednostek stopnia pierwszego¹ metodą bootstrapową, do których włączano jednostki stopnia drugiego, czyli mieszkania łącznie z respondentami (*Badanie...*, 2011). Łączna liczba jednostek stopnia pierwszego w BAEL za IV kwartał 2010 r. w woj. kujawsko-pomorskim wynosiła 346 (tabl. 1). Rezultaty estymacji liczby biernych zawodowo z wykorzystaniem wybranych metod statystyki małych obszarów zestawiono w tabl. 2—5.

TABL. 2. WYNIKI OSZACOWANIA LICZBY BIERNYCH ZAWODOWO W POWIATACH WOJ. KUJAWSKO-POMORSKIEGO Z WYKORZYSTANIEM ESTYMATORA BEZPOŚREDNIEGO HT

Powiaty	Estymator bezpośredni HT $\hat{\rho}_d^{HT}$	Odchylenie standardowe estymatora HT	Względny błąd szacunku CV w %	Przedział ufności	
				dolna granica	górna granica
Powiaty ziemskie					
Aleksandrowski	34850	5493,6	15,7	24154	45689
Brodnicki	29934	5351,1	17,9	19486	40463
Bydgoski	30746	3610,7	11,7	23886	38040
Chełmiński	23264	4019,0	17,1	15599	31353
Golubsko-dobrzyński	25558	4028,5	15,7	17729	33521
Grudziądzki	7424	2877,2	38,4	1852	13131
Inowrocławski	70301	9955,7	14,1	50927	89954
Lipnowski	21736	3811,0	17,6	14242	29181
Mogileński	31998	4708,3	14,8	22642	41098
Nakielski	36518	6005,7	16,5	24615	48158
Radziejowski	24089	3199,1	13,3	17849	30390
Rypiński	13986	1055,5	7,5	11994	16132
Sępoleński	17173	5517,6	32,0	6436	28065
Świecki	37626	4100,7	10,9	29510	45585
Toruński	37230	7581,4	20,6	21888	51607
Tucholski	10022	1883,3	18,9	6299	13682
Wąbrzeski	5327	920,4	17,4	3491	7098
Włocławski	22873	1124,1	4,9	20614	25021
Żniński	23631	3383,3	14,4	16943	30205
Powiaty grodzkie					
Bydgoszcz	111011	8373,2	7,6	94483	127306
Grudziądz	36738	4976,1	13,6	26828	46334
Toruń	58036	5232,1	8,9	48466	68976
Włocławek	40401	6423,8	15,9	27694	52876

Źródło: jak przy tabl. 1.

Szacunki liczby biernych zawodowo w powiatach woj. kujawsko-pomorskiego dokonane za pomocą estymatora bezpośredniego HT, syntetycznego estymatora ilorazowego oraz estymatora złożonego dały zróżnicowane wyniki.

¹ Jednostkami losowania pierwszego stopnia w miastach są rejony statystyczne, a na wsi obwo-
dy spisowe.

**TABL. 3. WYNIKI OSZACOWANIA LICZBY BIERNYCH ZAWODOWO
W POWIATACH WOJ. KUJAWSKO-POMORSKIEGO
Z WYKORZYSTANIEM SYNTETYCZNEGO ESTYMATORA ILORAZOWEGO**

Powiaty	Syntetyczny estymator ilorazowy $\hat{\rho}_d^{SYN-IL}$	Odchylenie standardowe estymatora	Względny błąd szacunku CV w %	Przedział ufności	
				dolna granica	górna granica
Powiaty ziemskie					
Aleksandrowski	19758	737,0	3,7	18314	21203
Brodnicki	27601	996,2	3,6	25606	29511
Bydgoski	38910	1376,4	3,5	36147	41543
Chełmiński	18931	703,6	3,7	17580	20338
Golubsko-dobrzyński	16011	585,2	3,7	14852	17146
Grudziądzki	14282	514,2	3,6	13268	15283
Inowrocławski	59887	2323,0	3,9	55374	64480
Lipnowski	23664	861,4	3,6	22002	25378
Mogileński	16768	610,1	3,6	15551	17942
Nakielski	31232	1161,6	3,7	28974	33527
Radziejowski	14960	532,0	3,6	13897	15983
Rypiński	15685	558,3	3,6	14616	16805
Sępoleński	14687	538,9	3,7	13599	15711
Świecki	35947	1377,5	3,8	33343	38743
Toruński	35548	1322,2	3,7	32898	38082
Tucholski	17102	615,9	3,6	15918	18332
Wąbrzeski	12443	471,3	3,8	11536	13383
Włocławski	30998	1091,8	3,5	28851	33131
Zniński	25430	927,2	3,6	23654	27289
Powiaty grodzkie					
Bydgoszcz	129012	4497,8	3,5	120406	138037
Grudziądz	35149	1286,1	3,6	32740	37781
Toruń	74641	2658,8	3,6	69325	79748
Włocławek	41827	1475,8	3,5	39027	44812

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wartości uzyskane za pomocą syntetycznego estymatora ilorazowego stanowiły od 52,4% do 233,6% wartości szacunków uzyskanych za pomocą estymatora bezpośredniego. W przypadku estymacji pośredniej do oszacowania liczby biernych zawodowo za zmienną pomocniczą przyjęto udział liczby ludności w wieku produkcyjnym² w powiecie w ludności w wieku produkcyjnym w województwie.

² Przez ludność w wieku produkcyjnym rozumie się ludność w wieku zdolności do pracy. W przypadku mężczyzn przyjęto wiek 18—64 lata, a kobiet wiek 18—59 lat. Dane dotyczące liczby ludności w wieku produkcyjnym opracowano na podstawie bilansów stanu i struktury ludności faktycznie zamieszkałej w gminie według NSP 2011 z uwzględnieniem zmian spowodowanych ruchem naturalnym i migracjami, różnic między liczbą zameldowanych na pobyt stały i liczbą osób faktycznie mieszkających, rejestrów PESEL, sprawozdań urzędów stanu cywilnego i sądów wojewódzkich (na podstawie http://www.stat.gov.pl/bdl/app/dane_podgrup.hier?p_id=348513&p_token=14516646).

**TABL. 4. WYNIKI OSZACOWANIA LICZBY BIERNYCH ZAWODOWO
W POWIATACH WOJ. KUJAWSKO-POMORSKIEGO
Z WYKORZYSTANIEM ESTYMATORA ZŁOŻONEGO**

Powiaty	Estymator złożony $\hat{\rho}_d^z$	Odchylenie standardowe estymatora	Względny błąd szacunku CV w %	Przedział ufności	
				dolna granica	górna granica
Powiaty ziemskie					
Aleksandrowski	27304	2559,3	9,4	22175	32208
Brodnicki	28768	2675,5	9,3	23403	33891
Bydgoski	34828	1742,1	5,0	31460	38289
Chełmiński	21098	1926,8	9,2	17246	24799
Golubsko-dobrzyński	20784	2080,7	10,1	16607	24763
Grudziądzki	10853	1473,8	13,7	7893	13670
Inowrocławski	65094	4765,9	7,3	55933	74616
Lipnowski	22700	1877,9	8,2	19153	26515
Mogileński	24383	2230,2	9,2	19854	28597
Nakielski	33875	3073,0	9,1	27759	39805
Radziejowski	19524	1663,4	8,5	16299	22819
Rypiński	14835	508,5	3,4	13821	15815
Sępoleński	15930	2710,3	16,9	10705	21329
Świecki	36787	2161,3	5,9	32444	40917
Toruński	36389	4055,9	11,1	28535	44434
Tucholski	13562	914,1	6,7	11789	15373
Wąbrzeski	8885	469,7	5,3	7938	9779
Włocławski	26935	534,6	2,0	25887	27983
Żniński	24530	1551,8	6,3	21553	27635
Powiaty grodzkie					
Bydgoszcz	120012	4014,1	3,3	112002	127738
Grudziądz	35943	2636,8	7,3	30944	41280
Toruń	66338	2540,2	3,8	61285	71243
Włocławek	41114	2989,3	7,2	35373	47091

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zmienną pomocniczą zbudowano na podstawie danych pochodzących z BDL. Współczynnik korelacji liniowej Pearsona pomiędzy zmienną szacowaną na podstawie estymatora bezpośredniego (ρ) a odsetkiem ludności w wieku produkcyjnym (x) jest dodatni i wyniósł $r_{\rho, x} = 0,944$. Zachodząca współzależność między zmiennymi jest bardzo silna. Obliczony współczynnik korelacji informuje, że wraz ze wzrostem odsetka ludności w wieku produkcyjnym rośnie liczba biernych zawodowo na rynku pracy.

Wartości szacunków liczby biernych zawodowo, dokonane za pomocą estymatora złożonego, stanowiły od 76,2% do 166,8% wartości uzyskanych po zastosowaniu estymatora bezpośredniego oraz od 71,4% do 145,4% wartości uzyskanych za pomocą syntetycznego estymatora ilorazowego.

TABL. 5. PODSTAWOWA CHARAKTERYSTYKA OPISOWA SZACUNKÓW LICZBY BIERNYCH ZAWODOWO WEDŁUG ESTYMATORÓW

Wyszczególnienie	Wartość parametru $\hat{\rho}$	Odchylenie standardowe estymatora	Względny błąd szacunku CV w %	Przedział ufności	
				dolna granica	górna granica
Estymator Horvitz-Thompsona (HT)					
Minimum	5327	920,4	4,9	1852	7098
Maximum	111011	9955,7	38,4	94483	127306
Średnia	32629	4505,7	15,9	23810	41472
Mediana	29934	4100,7	15,7	20614	38040
CV w %	68,1	49,4	45,1	80,0	62,1
Syntetyczny estymator ilorazowy					
Minimum	12443	471,3	3,5	11536	13383
Maximum	129012	4497,8	3,9	120406	138037
Średnia	32629	1183,6	3,6	30325	34965
Mediana	25430	927,2	3,6	23654	27289
CV w %	78,0	75,7	2,7	78,2	77,9
Estymator złożony					
Minimum	8885	469,7	2,0	7893	9779
Maximum	120012	4765,9	16,9	112002	127738
Średnia	32629	2224,2	7,8	28263	36982
Mediana	26935	2161,3	7,3	22175	28597
CV w %	72,0	49,2	43,0	78,2	67,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartości względnych błędów szacunku liczby biernych zawodowo w powiatach woj. kujawsko-pomorskiego wskazują, że najmniejszymi błędami obciążone były oszacowania dokonane za pomocą syntetycznego estymatora ilorazowego — wahania wynosiły od 3,5% do 3,9%. Z kolei największymi błędami szacunków była obciążona liczba biernych zawodowo estymowana estymatorem bezpośrednim *HT*. Minimalna wartość względnego błędu szacunku wynosiła 4,9%, a dla czterech powiatów przekroczyła granicę akceptowalności (18%). Błędy uzyskane dla wartości oszacowanych za pomocą estymatora złożonego wahały się od 2,0% do 16,9%.

Zakończenie

Statystyka małych obszarów dostarcza narzędzi umożliwiających szacowanie cech populacji w przekrojach, dla których dotychczas stosowane metody nie pozwalały na uzyskanie wiarygodnych wartości z uwagi m.in. na zbyt małą reprezentację w tych domenach. Rozważania naukowe nad zagadnieniami estymacji parametrów populacji w sytuacji małych, a nawet zerowych prób doprowadziły do wykształcenia się metod statystyki małych obszarów.

Przeprowadzona analiza stanowi przykład zastosowania wybranych estymatorów statystyki małych obszarów do estymacji liczby biernych zawodowo w przekroju powiatowym woj. kujawsko-pomorskiego. Pracami bardziej zaawansowanymi i w znacznie większym zakresie związanymi ze statystyką małych obszarów od kilku lat zajmuje się Urząd Statystyczny w Poznaniu w Ośrodku Statystyki Małych Obszarów (OSMO), a także Katedra Statystyki Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. W wyniku tych prac powstało wiele interesujących publikacji nie tylko z zakresu metodologii estymacji, ale także sposobu ich zastosowania.

Przedstawioną w opracowaniu tematyką zajmuje się również GUS. Zespół pod kierunkiem prof. Czesława Brachy podjął próbę oszacowania liczby pracujących, bezrobotnych, biernych zawodowo (a także: współczynników aktywności zawodowej, wskaźnika zatrudnienia, stopy bezrobocia) dla lat 1995—2002 z wykorzystaniem informacji pochodzących z BAEL i NSP 2002.

Praktyczne zastosowanie metod statystyki małych obszarów obejmuje kolejne nowe tematy. We współpracy GUS, OSMO i Banku Światowego wykorzystano m.in. techniki z zakresu statystyki małych obszarów do stworzenia map ubóstwa w podregionach (NUTS 3).

dr Marek Ręklewski — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy, Oddział we Włocławku*

dr Dominik Śliwicki — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy, Wyższa Szkoła Gospodarki w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności Polski IV kwartał 2010 r.* (2011), GUS.
- Bracha C. (red.) (2003), *Estymacja danych z badania aktywności ekonomicznej ludności na poziomie powiatów dla lat 1995—2002*, GUS.
- Dehnel G. (2003), *Statystyka małych obszarów jako narzędzie oceny rozwoju ekonomicznego regionów*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Ghosh M., Rao J. N. K. (1994), *Small Area Estimation: An Appraisal*, „Statistical Science”, Vol. 9, No. 1.
- Gołata E. (2007), *Zastosowanie estymacji pośredniej w szacowaniu struktury gospodarstw domowych w Polsce*, „Zeszyt Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN”, nr 15, Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Meller E. (2012), *Estymacja małych obszarów do badania rynku pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, GUS.
- Rao J. N. K. (2003), *Small Area Estimation*, John Wiley&Sons, New Jersey.
- Särndal C. E., Swensson B., Wretman J. (1992), *Model Assisted Survey Sampling*, Springer Verlag.
- Wawrowski Ł. (2012), *Analiza ubóstwa w przekroju powiatów w województwie wielkopolskim z wykorzystaniem metod statystyki małych obszarów*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2.
- Zgierska A. (2014), *Nowe międzynarodowe zalecenia statystyki pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, GUS.
- Żądło T. (2008), *Elementy Statystyki małych obszarów z programem R*, Akademia Ekonomiczna w Katowicach.

Summary. *The aim of this paper is to estimate the number of economically inactive people at a level of poviats in Kujawsko-Pomorskie Voivodship using selected methods of small area statistics and to assess the precision of the estimates obtained. The analysis is an example of the use of selected small area estimators to estimate the number of economically inactive people in poviats of Kujawsko-Pomorskie Voivodship. The obtained results allow to inference about the size of the economically inactive population at a relatively low level of aggregation. Previously used in public statistics estimation methods did not give the possibility to obtain data at this level due to the large errors of estimates.*

Keywords: small area statistics, labour market, economically inactive people.

Резюме. *Целью статьи является оценка числа профессионально пассивных лиц в поветах куявско-поморского воеводства с использованием избранных методов статистики малых домен и проведение оценки точности полученных оценок. Проведенный анализ является примером использования избранных оценок статистики малых домен в оценке числа профессионально пассивных лиц в поветовом подходе. Анализ проводился на основе данных из Обследования экономической активности населения в IV квартале 2010 г. и из Национальной всеобщей переписи 2011. Полученные результаты позволяют определять величину профессионально пассивной популяции на относительно низком уровне обобщения.*

Ключевые слова: статистика малых домен, рынок труда, профессионально пассивные лица.

Wpływ infrastruktury gospodarczej na rozwój przedsiębiorczości na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego¹

Streszczenie. *W artykule przedstawiono analizę stanu, dynamikę zmian i zróżnicowanie przestrzenne w zakresie dostępności i zagęszczenia infrastruktury gospodarczej i ich powiązanie z odległością od Poznania, rozwojem przedsiębiorczości i gęstością zaludnienia na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego.*

Najlepszym dostępem ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych charakteryzowały się powiaty położone blisko Poznania. Ponadto wzrost odległości od Poznania wpływał na spadek przedsiębiorczości wyrażony za pomocą wskaźników przedsiębiorczości dla nowo zarejestrowanych i dla podmiotów gospodarczych wpisanych do rejestru REGON ogółem. Zarówno dostępność infrastruktury gospodarczej w 2013 r., jak i dynamika zmian infrastrukturalnych w latach 2004–2013 na obszarach wiejskich miały istotny statystycznie wpływ na liczbę podmiotów gospodarki narodowej w przeliczeniu na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym w woj. wielkopolskim.

Słowa kluczowe: infrastruktura gospodarcza, obszary wiejskie, zróżnicowanie przestrzenne.

Zapotrzebowanie na infrastrukturę i jej usługi wiąże się z poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego, gdyż im wyższy jego wzrost, tym większe są potrzeby w zakresie infrastruktury (Ratajczak, 1999).

Rozwój przedsiębiorczości na obszarach wiejskich jest ujemnie skorelowany z odległością powiatu lub gminy od ośrodków gospodarczych, gdyż wraz ze wzrostem odległości można zauważyć zmniejszanie się liczby podmiotów gospodarczych w przeliczeniu na 10 tys. ludności wiejskiej w wieku produkcyjnym (Salamon, 2009). Ośrodki gospodarcze stwarzają też dogodniejsze warunki do prowadzenia pozarolniczej działalności gospodarczej na obszarach wiejskich (Kamińska, 2006).

Celem artykułu jest powiązanie stanu, dynamiki zmian i zróżnicowania przestrzennego w zakresie dostępności i zagęszczenia infrastruktury gospodarczej:

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji naukowej pt. *Rola środowisk naukowych, samorządowych i służb statystyki publicznej we wzmacnianiu pozytywnego wizerunku statystyki*, zorganizowanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie w dniach 23 i 24 marca 2015 r.

sieci drogowej, wodociągowej, kanalizacyjnej, gazowej oraz oczyszczalni ścieków z odległością od Poznania, a także rozwojem przedsiębiorczości i gęstością zaludnienia na obszarach wiejskich powiatów woj. wielkopolskiego w latach 2004—2013.

W opracowaniu poddano analizie: dostęp ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych, zagęszczenie infrastrukturalne, odległość od Poznania, podmioty gospodarki narodowej wpisane do rejestru REGON oraz gęstość zaludnienia na obszarach wiejskich 31 powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego. Materiał badawczy stanowiły głównie dane GUS z Banku Danych Lokalnych (BDL) (z 2015 r.). W latach 2004—2011 wyodrębniono obszary wiejskie powiatów, w skład których weszły gminy wiejskie i część wiejska z gmin miejsko-wiejskich, przy czym w latach 2012 i 2013 posłużono się danymi zagregowanymi.

METODYKA BADAŃ

Badania infrastruktury gospodarczej według stanu na 31 grudnia 2013 r. i zmian w latach 2004—2013 dokonano na podstawie dwóch zestawów cech², charakteryzujących z jednej strony dostęp ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych, a z drugiej opisujących zagęszczenie infrastrukturalne (Dolata, Lira, 2009).

Do pomiaru zagospodarowania obszarów wiejskich powiatów infrastrukturą gospodarczą zastosowano układ pięciu cech diagnostycznych ilościowych ciągłych o wartościach wyrażonych w postaci wskaźników struktury (poza drogami, gdzie uwzględniono wskaźnik natężenia) o charakterze stymulant wskazujących na dostępność usług infrastrukturalnych:

- długość publicznych dróg gminnych o twardej nawierzchni w km na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (drogi — natężenie),
- liczba ludności korzystającej z sieci wodociągowej w % ogółu ludności wiejskiej³ (wodociągi — struktura),
- liczba ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej w % ogółu ludności wiejskiej (kanalizacja — struktura),
- liczba ludności korzystającej z sieci gazowej w % ogółu ludności wiejskiej (gaz — struktura),
- liczba ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w % ogółu ludności wiejskiej (oczyszczalnie ścieków — struktura).

Z kolei pomiar zagęszczenia infrastrukturą gospodarczą oparto na układzie pięciu cech diagnostycznych ilościowych ciągłych o wartościach wyrażonych w postaci wskaźników natężenia (poza oczyszczalniami ścieków — wskaźnik struktury) o charakterze stymulant:

- długość publicznych dróg gminnych o twardej nawierzchni w km na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (drogi — natężenie),

² Dobór cech oparto na podstawie przesłanek merytorycznych i analizie elementów diagonalnych macierzy odwrotnej do macierzy korelacji \mathbf{R} , w celu uniknięcia nadmiernego skorelowania badanej cechy z pozostałymi.

³ Uwzględniono liczbę ludności faktycznie zamieszkałej według stanu na 31 grudnia 2013 r.

- długość rozdzielczej sieci wodociągowej w km na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (wodociągi — natężenie),
- długość rozdzielczej sieci kanalizacyjnej w km na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (kanalizacja — natężenie),
- długość rozdzielczej sieci gazowej w km na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (gaz — natężenie),
- liczba ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w % ogółu ludności wiejskiej (oczyszczalnie ścieków — struktura).

Zmiany w dostępności i zagęszczeniu infrastruktury gospodarczej w latach 2004—2013 określono na podstawie przyrostów absolutnych jednopodstawowych poszczególnych cech diagnostycznych w 2013 r. w stosunku do 2004 r.

Analizę stanu (dostępność i zagęszczenie), a także rozwoju infrastruktury gospodarczej (przyrosty absolutne jednopodstawowe dostępności oraz zagęszczenia) w przekroju powiatów ziemskich przeprowadzono w kolejnych etapach postępowania:

- 1) cechy diagnostyczne albo cechy o wartościach wyrażonych w postaci przyrostów absolutnych jednopodstawowych o charakterze stymulant poddano normalizacji z wykorzystaniem standaryzacji medianowej,
- 2) skonstruowano syntetyczny miernik rozwoju wykorzystując zmodyfikowaną metodę wzorcową Hellwiga w ujęciu pozycyjnym (Lira i in., 2002), a następnie w zakresie stanu infrastruktury gospodarczej:
- 3) uporządkowano liniowo powiaty według malejących wartości syntetycznego miernika,
- 4) wyodrębniono klasy typologiczne powiatów opierając się na analizie różnic w poziomie wartości miernika, obliczonych dla sąsiadujących ze sobą powiatów (Lira, Wysocki, 2004),
- 5) dla każdej klasy typologicznej wyznaczono przeciętne wartości za pomocą średniej harmonicznej, a w przypadku syntetycznego miernika — za pomocą średniej ważonej, przyjmując jako wagi liczbę ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej w zakresie dostępności lub powierzchnię obszarów wiejskich w przypadku zagęszczenia infrastrukturalnego.

Badanie wpływu stanu i dynamiki zmian w zakresie rozwoju infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich powiatów woj. wielkopolskiego na rozwój przedsiębiorczości, a także gęstość zaludnienia przeprowadzono w następujących etapach:

- 1) wybrano odległość od Poznania, przedsiębiorczość oraz gęstość zaludnienia ludności w wieku produkcyjnym⁴, stosując następujące wskaźniki:
 - przeciętna odległość od Poznania poszczególnych powiatów⁵,
 - liczba podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych w REGON ogółem na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym,
 - liczba podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do REGON ogółem na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym,

⁴ Ludność w wieku produkcyjnym — 15—59 lat kobiety i 15—64 lata mężczyźni.

⁵ Dla każdego powiatu uśredniono odległości gmin wiejskich i miejsko-wiejskich od Poznania.

- liczba ludności w wieku produkcyjnym na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich powiatu (gęstość zaludnienia);
- 2) określono związki korelacyjne pomiędzy syntetycznym miernikiem rozwoju infrastruktury gospodarczej w ujęciu jej dostępności i zagęszczenia, ich przyrostów absolutnych (przyjmując za podstawę 2004 r.) a odległością od Poznania, wskaźnikami przedsiębiorczości i gęstością zaludnienia za pomocą współczynnika korelacji rang Spearmana;
 - 3) zbadano istotność statystyczną i określono siłę związku korelacyjnego.

ZRÓŻNICOWANIE DOSTĘPNOŚCI INFRASTRUKTURY GOSPODARCZEJ NA OBSZARACH WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W PRZEKROJU POWIATÓW

W latach 2004—2013 woj. wielkopolskie składało się z 31 powiatów ziemskich i 4 powiatów grodzkich, a w przekroju gmin — 19 miejskich, 90 miejsko-wiejskich oraz 117 wiejskich. W artykule uwzględniono obszary wiejskie obejmujące łącznie gminy wiejskie i część wiejską gmin miejsko-wiejskich, agregując te obszary na poziomie powiatów woj. wielkopolskiego i Polski. Według stanu na dzień 31 grudnia 2013 r. ludność wiejska stanowiła 45,0% ogółu ludności woj. wielkopolskiego, a w odniesieniu do kraju — 10,2% ogółu ludności wiejskiej Polski. Z kolei obszary wiejskie obejmowały 95,0% powierzchni woj. wielkopolskiego, co stanowiło 9,7% ogółu powierzchni obszarów wiejskich Polski.

Pomiar poziomu rozwoju infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich powiatów woj. wielkopolskiego w 2013 r. oparto na gęstości gminnych dróg publicznych oraz dostępie ludności wiejskiej do usług świadczonych przez sieci: wodociągową, kanalizacyjną i gazową, a także oczyszczalnie ścieków. Dobór merytoryczny poszczególnych składowych infrastruktury uzupełniono o analizę elementów diagonalnej macierzy odwrotnej (\mathbf{R}^{-1}) do macierzy korelacji (\mathbf{R}), które wynosiły odpowiednio: 1,68; 1,64; 5,30; 1,31 i 5,10, co świadczyło o dobrym uwarunkowaniu numerycznym macierzy. W przypadku znormalizowanego układu cech wyznaczono wartość syntetycznej miary w ujęciu pozycyjnym, określającej poziom rozwoju infrastruktury każdego badanego powiatu. Po liniowym uporządkowaniu powiatów według malejących wartości miernika syntetycznego obliczono różnice w poziomie jego wartości w stosunku do sąsiadujących ze sobą powiatów. Z kolei analiza tych różnic umożliwiła wyodrębnienie 4 klas typologicznych powiatów ze względu na stopień rozwoju infrastruktury i dostępność jej usług.

Według poszczególnych klas typologicznych wyznaczono: średnie wartości cech diagnostycznych, średnią odległość od Poznania, wskaźniki przedsiębiorczości i gęstość zaludnienia według wieku produkcyjnego. Ponadto obliczono mediany przyrostów absolutnych cech diagnostycznych, wskaźnika przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych ogółem i gęstości zaludnienia w 2012 r. w odniesieniu do 2004 r. (tabl. 1). Z kolei przestrzenne

zróźnicowanie powiatów pod względem dostępu ludności wiejskiej do usług świadczonych przez infrastrukturę gospodarczą zobrażowano na wyk. 1, gdzie najciemniejszym kolorem zaznaczono powiaty o najwyższym poziomie rozwoju infrastrukturalnego, zaś kolorem najjaśniejszym — powiaty o najniższym poziomie rozwoju.

TABL. 1. MIĘDZYKLASOWE ZRÓŻNICOWANIE DOSTĘPNOŚCI INFRASTRUKTURY GOSPODARCZEJ, ODLEGŁOŚCI OD POZNANIA, WSKAŹNIKÓW PRZEDSIĘBIORCZOŚCI I GĘSTOŚCI ZALUDNIENIA NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW W WOJ. WIELKOPOLSKIM, STAN NA 31 XII 2013 R. (średnie harmoniczne w klasach)

Infrastruktura gospodarcza	Klasy obszarów wiejskich				Obszary wiejskie ogółem	
	I	II	III	IV	woj. wielkopolskie	Polska
Ogólna charakterystyka						
Stopień rozwoju	wysoki	średni	niski	bardzo niski	×	×
Miernik syntetyczny	0,73	0,47	0,28	0,12	×	×
Powiaty reprezentujące klasę	chodzieski, gnieźnieński, gostyński, jarociński, kościański, poznański, średzki	kepiński, leszczyński, obornicki, ostrowski, pleszewski, rawicki, słupecki, szamotulski, śremski, wągrowiecki, wolsztyński	grodziski, kaliski, koniński, międzychodzki, ostrzeszowski, pilski	czarnkowsko-trzcianecki, kolski, krotoszyński, nowotomyski, turecki, wrzesiński, złotowski	×	×
Gęstość sieci drogowej w km/100 km ²	46,7 (13,8)	35,9 (7,6)	48,1 (10,7)	30,7 (8,2)	42,5 (10,4)	42,6 (11,4)
Odsetek ludności wiejskiej korzystającej z sieci						
Wodociągi	92,2 (2,3)	88,9 (1,8)	86,5 (2,2)	84,6 (2,5)	88,5 (3,1)	76,6 (5,3)
Kanalizacja	47,6 (16,9)	35,7 (19,4)	30,1 (11,0)	24,0 (10,4)	35,8 (15,7)	30,9 (13,6)
Gaz	44,8 (10,1)	14,8 (5,4)	10,3 (4,8)	5,2 (0,9)	20,8 (8,6)	22,0 (4,2)
Oczyszczalnie ścieków	52,4 (23,6)	38,2 (22,0)	32,4 (11,8)	24,2 (9,8)	38,5 (17,3)	35,3 (16,9)
Wskaźnik przedsiębiorczości firm zarejestrowanych w REGON (liczba podmiotów na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym)						
Nowo zarejestrowane ogółem	159,4	113,9	108,5	98,5	123,3	106,2
Zarejestrowane ogółem	1617,0 (228,8)	1182,0 (190,3)	1035,0 (180,2)	941,6 (187,1)	1233,9 (280,7)	1057,7 (189,4)
Odległość od Poznania i ludność w wieku produkcyjnym						
Średnia odległość od Poznania w km	57,8	85,6	103,9	104,5	×	×
Gęstość zaludnienia w osobach na 100 km ²	4921,9 (180,1)	3698,0 (217,5)	3750,2 (193,7)	2651,3 (149,9)	3703,8 (318,3)	3512,1 (235,2)

U w a g a. W nawiasach podano medianę przyrostów absolutnych w klasach wyznaczonych dla 2013 r. w stosunku do 2004 r.

Ź r ó ł o: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z BDL.

**Wykr. 1. DELIMITACJA OBSZARÓW WIEJSKICH W WOJ. WIELKOPOLSKIM
 POD WZGLĘDEM POZIOMU ROZWOJU DOSTĘPNOŚCI DO USŁUG
 INFRASTRUKTURALNYCH W PRZEKROJU POWIATÓW**



Stopień zagospodarowania infrastrukturalnego:

- bardzo niski (klasa IV)
- niski (klasa III)
- średni (klasa II)
- wysoki (klasa I)

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji w tabl. 1.

Klasę I o wysokim poziomie rozwoju infrastruktury gospodarczej pod kątem dostępności utworzyły obszary wiejskie powiatów: chodzieskiego, gnieźnieńskiego, gostyńskiego, jarocińskiego, kościańskiego, poznańskiego i średzkiego, położonych najbliżej Poznania — ich średnia odległość od Poznania wynosiła 57,8 km. Powiaty tej klasy obejmowały 22,3% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 29,5% ogółu ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej w woj. wielkopolskim. W klasie I stwierdzono też najwyższe wartości wskaźników opisujących poziom dostępu ludności wiejskiej do usług świadczonych przez sieci: wodociągową, kanalizacyjną, gazową oraz oczyszczalnie ścieków. Ponadto w 2013 r. w stosunku do 2004 r. klasa I odznaczała się najwyższymi przyrostami odsetka ludności wiejskiej w zakresie sieci gazowej (o 10,1 p.proc.) i oczyszczalni ścieków (o 23,6 p.proc.) oraz zagęszczenia sieci dróg gminnych (o 13,8 km/100 km²). Obszary wiejskie klasy I wyróżniały się zdecydowanie najwyższymi wartościami wskaźników przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych oraz wpisanych do REGON, a także najwyższym zagęszczeniem ludności w wieku produkcyjnym. W porównaniu do obszarów wiejskich Polski klasa I odznaczała się zdecydowanie wyższymi wartościami badanych wskaźników, a także ich przyrostów (z wyjątkiem sieci wodociągowej notującej spadek przyrostu o 3,0 p.proc. i gęstości zaludnienia — o 55,1 os./100 km²) w 2013 r. w stosunku do 2004 r., pokazujących zarówno dostępność infrastruktury, jak i przedsiębiorczość oraz gęstość zaludnienia w wieku produkcyjnym.

Do klasy II (11 powiatów) o średnim poziomie rozwoju infrastruktury gospodarczej należało 30,3% ogółu obszarów wiejskich i 30,2% ogółu ludności wiejskiej woj. wielkopolskiego, a średnia odległość powiatów tej klasy od Poznania wzrosła o ok. 28 km w porównaniu do klasy I. Powiaty z tej klasy cechowały się najwyższymi przyrostami odsetka ludności wiejskiej korzystającej z sieci kanalizacyjnej (o 19,4 p.proc.) i gęstości zaludnienia (o 217,5 os./100 km²), a także najniższymi przyrostami odsetka ludności wiejskiej korzystającej z sieci wodociągowej (o 1,8 p.proc.) oraz gęstości sieci dróg gminnych (o 7,6 km/100 km²) w 2013 r. w stosunku do 2004 r. Z kolei porównując obszary wiejskie powiatów z klasy II do całego kraju stwierdzono większy dostęp ludności wiejskiej do usług w zakresie infrastruktury wodno-ściekowej, tj. sieci wodociągowej (o 12,3 p.proc.) i kanalizacyjnej (o 4,8 p.proc.) oraz oczyszczalni ścieków (o 2,9 p.proc.). Ponadto w klasie II stwierdzono wyższe wartości wskaźników przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych oraz wpisanych do rejestru REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym odpowiednio o: 7,7 oraz 124,3, a także zagęszczenie tej ludności o 185,9 osoby na 100 km². Klasa II w stosunku do obszarów wiejskich kraju odznaczała się wyższymi wartościami przyrostów wskaźników w zakresie: sieci kanalizacyjnej (o 5,8 p.proc.), gazowej (o 1,2 p.proc.) i oczyszczalni ścieków (o 5,2 p.proc.) oraz podmiotów wpisanych do REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym (o 0,9 p.proc.) w 2013 r. w stosunku do 2004 r.

Obszary wiejskie powiatów o niskim poziomie rozwoju infrastruktury gospodarczej (klasa III) zajmowały 21,0% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 21,2% ogółu ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej w woj. wielkopolskim, a ich średnia odległość od Poznania wynosiła 103,9 km (wzrosła prawie dwukrotnie w stosunku do powiatów klasy I). Klasa III odznaczała się największym zagęszczeniem sieci dróg gminnych (48,1 km/100 km²) w odniesieniu do pozostałych klas oraz najniższym przyrostem liczby podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym (180,2) w 2013 r. w porównaniu do 2004 r. Klasa III w odniesieniu do obszarów wiejskich Polski charakteryzowała się wyższymi wartościami wskaźników opisujących: gęstość sieci drogowej (o 5,5 km/100 km²), sieć wodociągową (o 9,9 p.proc.), nowo zarejestrowane w REGON podmioty gospodarki narodowej (o 2,4 os./10 tys. ludności w wieku produkcyjnym) i gęstość zaludnienia (o 238,1 os./100 km²). Jedynym wyższym o 0,6 p.proc. przyrostem w klasie III w porównaniu do obszarów wiejskich Polski był odsetek ludności wiejskiej korzystającej z sieci gazowej w 2013 r. w stosunku do 2004 r.

W skład klasy IV, o bardzo niskim poziomie rozwoju infrastruktury gospodarczej, weszło 7 powiatów, których obszar wiejski stanowił 26,5% ogólnej powierzchni oraz 19,1% ogółu ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej w woj. wielkopolskim, a średnia odległość powiatów od Poznania była największa (104,5 km). Klasa ta odznaczała się natomiast największym przyrostem odsetka ludności wiejskiej zaopatrywanej w wodę z sieci wodociągowej (o 2,5 p.proc.). Ponadto obszary wiejskie klasy IV w stosunku do pozostałych klas, a także obszarów wiejskich Polski (poza siecią wodociągową) wykazywały dość duży deficyt w zakresie badanych składowych infrastruktury gospodarczej, co wpłynęło na dość niską przedsiębiorczość oraz gęstość zaludnienia.

ZRÓŻNICOWANIE ZAGĘSZCZENIA INFRASTRUKTURALNEGO NA OBSZARACH WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W PRZEKROJU POWIATÓW

Do pomiaru rozwoju zagęszczenia infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich powiatów woj. wielkopolskiego w 2013 r. wykorzystano gęstość sieci: gminnych dróg publicznych, wodociągowej, kanalizacyjnej i gazowej, a także odsetek ludności wiejskiej obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków. Poza doborem merytorycznym składowych infrastruktury rozpatrywano elementy diagonalne macierzy odwrotnej (\mathbf{R}^{-1}) do macierzy korelacji (\mathbf{R}), które wynosiły odpowiednio: 4,54; 4,77; 4,01; 1,54 oraz 3,64. Na podstawie analizy różnic wartości syntetycznego miernika określonych dla sąsiadujących ze sobą powiatów utworzono 4 klasy typologiczne ze względu na stopień rozwoju infrastruktury gospodarczej.

TABL. 2. MIĘDZYKLASOWE ZRÓŻNICOWANIE ZAGĘSZCZENIA INFRASTRUKTURY GOSPODARCZEJ, ODLEGŁOŚCI OD POZNANIA, WSKAŹNIKÓW PRZEDSIĘBIORCZOŚCI I GĘSTOŚCI ZALUDNIENIA NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW W WOJ. WIELKOPOLSKIM, STAN NA 31 XII 2013 R. (średnie harmoniczne w klasach)

Infrastruktura gospodarcza	Klasa obszarów wiejskich				Obszary wiejskie ogółem	
	I	II	III	IV	woj. wielkopolskie	Polska

Charakterystyka ogólna

Stopień rozwoju	wysoki	średni	niski	bardzo niski	×	×
Miernik syntetyczny	0,62	0,41	0,21	-0,11	×	×
Powiaty reprezentujące klasę	jarociński, poznański	gnieźniński, gostyński, kępiński, ostrowski, pleszewski, stupecki, średzki, wągrowiecki	chodzieski, grodzki, kaliski, kolski, koniński, kościański, krotoszyński, leszczyński, nowotomyski, obornicki, ostrzeszowski, pilski, rawicki, szamotulski, śremski, turecki, wolsztyński, wrzesiński	czarnkowsko-trzcianecki, międzychodzki, złotowski	×	×

Gęstość sieci w km/100 km²

Drogi	55,6 (21,6)	46,9 (11,2)	41,1 (9,4)	11,5 (3,2)	42,5 (10,4)	42,6 (11,4)
Wodociągi	105,5 (10,0)	91,4 (4,6)	92,5 (6,8)	43,0 (6,2)	86,3 (7,8)	76,8 (13,2)
Kanalizacja	53,7 (30,6)	24,1 (12,9)	21,6 (13,0)	11,7 (6,8)	23,5 (13,0)	25,9 (14,7)
Gaz	86,5 (31,6)	20,8 (3,6)	18,3 (4,7)	1,2 (0,0)	22,2 (7,2)	22,5 (3,5)

Odsetek ludności wiejskiej

Oczyszczalnie ścieków	55,7 (27,3)	36,2 (18,6)	34,2 (15,9)	37,2 (12,7)	38,5 (17,3)	35,3 (16,9)
-----------------------	----------------	----------------	----------------	----------------	----------------	----------------

Wskaźnik przedsiębiorczości firm zarejestrowanych w REGON (liczba podmiotów na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym)

Nowo zarejestrowane ogółem	186,0	116,5	108,1	107,9	123,3	106,2
Zarejestrowane ogółem	1988,9 (425,6)	1097,4 (207,8)	1091,0 (185,9)	933,2 (184,1)	1233,9 (280,7)	1057,7 (189,4)

Odległość od Poznania i ludność w wieku produkcyjnym

Średnia odległość od Poznania w km	47,2	90,8	88,1	98,2	×	×
Gęstość zaludnienia w osobach na 100 km ²	7465,2 (1107,3)	3738,2 (197,1)	3627,3 (193,7)	1723,5 (82,5)	3703,8 (318,3)	3512,1 (235,2)

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**Wykr. 2. DELIMITACJA OBSZARÓW WIEJSKICH W WOJ. WIELKOPOLSKIM
 POD WZGLĘDEM POZIOMU ROZWOJU ZAGĘSZCZENIA
 INFRASTRUKTURALNEGO W PRZEKROJU POWIATÓW**



Stopień zagospodarowania infrastrukturalnego:

- bardzo niski (klasa IV)
- niski (klasa III)
- średni (klasa II)
- wysoki (klasa I)

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji w tabl. 2.

Do klasy I o wysokim poziomie rozwoju zagęszczenia infrastruktury gospodarczej zaliczono powiaty jarociński i poznański, które obejmowały 8,4% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 16,9% ogółu ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej w woj. wielkopolskim. Powiaty tej klasy osiągnęły zdecydowanie wyższe wartości wskaźników i ich przyrostów (w 2013 r. w porównaniu do 2004 r.) opisujących zagęszczenie infrastrukturalne i oczyszczalnie ścieków, a także przedsiębiorczość i ludność w wieku produkcyjnym w stosunku do pozostałych klas oraz Polski (poza przyrostem gęstości rozdzielczej sieci wodociągowej, która była mniejsza o 3,2 km/100 km²).

Powiaty klasy II (8), o średnim poziomie rozwoju zagęszczenia infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich, były położone w podobnej odległości od Poznania, co powiaty klasy III, średnio o 7,4 km bliżej w stosunku do powiatów klasy IV, ale prawie dwukrotnie dalej niż powiaty klasy I. Klasa II posiadała 24,0% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 24,2% ogółu ludności wiejskiej w woj. wielkopolskim. Klasa ta miała mniejsze o 1,1 km zagęszczenie rozdzielczej sieci wodociągowej na 100 km² obszarów wiejskich w stosunku do klasy III i niższy o 1,0 p.proc. odsetek ludności wiejskiej obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w porównaniu do klasy IV.

Klasa II w stosunku do obszarów wiejskich Polski odznaczała się wyższymi wartościami wskaźników obrazujących: zagęszczenie sieci drogowej (o 4,3 km/100 km²) i wodociągowej (o 14,7 km/100 km²), odsetek ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków (o 0,9 p.proc.), podmioty gospodarki narodowej nowo zarejestrowane oraz wpisane do rejestru REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym odpowiednio o: 10,4 i 39,6 oraz gęstość zaludnienia o 226,0 os./100 km². Z kolei analizując przyrosty wskaźników (w 2013 r. w stosunku do 2004 r.) zauważono nieznacznie wyższe zagęszczenie rozdzielczej sieci gazowej (o 0,1 km/100 km²), a także wyższy odsetek ludności wiejskiej obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków (o 1,7 p.proc.) i wyższą liczbę podmiotów wpisanych do rejestru REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym (18,4) w klasie II w porównaniu do Polski.

Najliczniejszą klasę utworzyło 18 powiatów o niskim poziomie rozwoju zagęszczenia infrastruktury gospodarczej, obejmując 53,3% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 52,3% ogółu ludności wiejskiej w woj. wielkopolskim. Klasa III w odniesieniu do klasy II odznaczała się większym przyrostem gęstości sieci wodociągowej (o 2,2 km/100 km²) oraz gazowej (o 1,1 km/100 km²) w 2013 r. w porównaniu do 2004 r. Klasa III na tle Polski odznaczała się wyższymi wartościami wskaźników w zakresie sieci wodociągowej (o 15,7 km/100 km²), podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych oraz wpisanych do REGON (odpowiednio o: 1,9 oraz 33,3/10 tys. ludności w wieku produkcyjnym) oraz ludności wiejskiej (o 115,2 os./100 km²). Jedyne rozwój sieci gazowej był dla tej klasy większy o 1,2 km na 100 km² niż dla Polski w 2013 r. w porównaniu do 2004 r.

Klasę IV o bardzo niskim poziomie rozwoju infrastruktury technicznej utworzyły powiaty czarnkowsko-trzcianecki, międzychodzki i złotowski, posiadające 14,3% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich oraz 6,6% ogółu ludności wiejskiej. Powiaty tej klasy w porównaniu do pozostałych klas odznaczały się najniższym zagęszczeniem sieci drogowej, wodociągowej, kanalizacyjnej i gazowej, a także ludności w wieku produkcyjnym. Bardzo duże dysproporcje były szczególnie widoczne w przypadku sieci gazowej, której gęstość wyniosła 1,2 km na 100 km² i była prawie 15-krotnie niższa niż w klasie III, a ponadto stwierdzono brak rozwoju tej sieci w latach 2004—2013. Z kolei porównując klasę IV z Polską stwierdzono jedynie wyższe wartości wskaźników odzwierciedlających odsetek ludności wiejskiej obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków (o 1,9 p.proc.) i liczbę podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych w REGON (o 1,7/10 tys. ludności w wieku produkcyjnym), z kolei rozwój wszystkich badanych elementów mierzony przyrostami absolutnymi (w 2013 r. w porównaniu do 2004 r.) był niższy niż dla Polski.

ZWIĄZKI KORELACYJNE MIĘDZY INFRASTRUKTURĄ I WSKAŹNIKAMI PRZEDSIĘBIORCZOŚCI, ODLEGŁOŚCIĄ OD POZNANIA I GĘSTOŚCIĄ ZALUDNIENIA

Analizie poddano związki korelacyjne między syntetycznymi miernikami rozwoju w ujęciu pozycyjnym wyznaczone według następujących układów cech diagnostycznych opisujących:

- stan dostępu ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych w 2013 r. oraz zmiany dostępności wyrażone poprzez przyrosty absolutne w stosunku do 2004 r.,
 - stan zagęszczenia infrastrukturalnego w 2013 r. i zmiany zagęszczenia określone poprzez przyrosty absolutne w stosunku do 2004 r.
- a odległością od Poznania, wskaźnikami określającymi przedsiębiorczość oraz gęstość zaludnienia dla ludności w wieku produkcyjnym.

Analizując stan i zmiany infrastruktury pod kątem dostępności i gęstości stwierdzono istotne statystycznie związki korelacyjne na poziomie średnim pomiędzy miernikami:

- opisującymi stan dostępności i zagęszczenia infrastruktury gospodarczej w 2013 r. ($r_s = 0,70$; $p = 0,000$),
- wyrażającymi dynamikę zmian dostępności i zagęszczenia infrastruktury gospodarczej poprzez przyrosty absolutne wyznaczone dla 2013 r. w stosunku do 2004 r. ($r_s = 0,57$; $p = 0,001$).

Rozpatrując wpływ infrastruktury gospodarczej na rozwój przedsiębiorczości na obszarach wiejskich powiatów woj. wielkopolskiego notowano:

- istotny statystycznie związek korelacyjny na poziomie średnim pomiędzy stanem dostępności infrastruktury gospodarczej i wskaźnikiem przedsiębior-

czości nowo zarejestrowanych w REGON podmiotów gospodarki narodowej ($r_s = 0,55$; $p = 0,001$),

- istotny statystycznie związek korelacyjny na poziomie średnim pomiędzy dynamiką zmian dostępności infrastruktury gospodarczej i wskaźnikiem przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do REGON ogółem ($r_s = 0,70$; $p = 0,000$),
- brak oddziaływania stanu zagęszczenia infrastruktury gospodarczej na wskaźniki przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej zarówno nowo zarejestrowanych w REGON ($r_s = 0,31$; $p = 0,086$), jak i wpisanych do REGON ogółem ($r_s = 0,22$; $p = 0,244$).

Zaobserwowano, że wraz ze wzrostem odległości od Poznania zmniejszał się dostęp ludności wiejskiej do usług świadczonych przez infrastrukturę gospodarczą zarówno ze względu na jej stan ($r_s = -0,46$; $p = 0,010$), jak i dynamikę zmian ($r_s = -0,50$; $p = 0,004$). W przypadku zagęszczenia infrastrukturalnego nie stwierdzono istotnych związków korelacyjnych. Podobny związek spostrzeżono między odległością od Poznania a wskaźnikami przedsiębiorczości podmiotów gospodarki narodowej nowo zarejestrowanych w REGON ($r_s = -0,45$; $p = 0,012$) oraz wpisanych do rejestru REGON ogółem ($r_s = -0,50$; $p = 0,004$).

Badając powiązania między poziomem rozwoju infrastrukturalnego obszarów wiejskich i wskaźnikiem opisującym gęstość zaludnienia ludności wiejskiej w wieku produkcyjnym stwierdzono jedynie istotny statystycznie związek korelacyjny na poziomie średnim w przypadku zagęszczenia infrastrukturalnego ($r_s = 0,65$; $p = 0,000$).

Podsumowanie

Obszary wiejskie powiatów woj. wielkopolskiego są dość mocno zróżnicowane przestrzennie w zakresie rozwoju infrastruktury zarówno według dostępu ludności wiejskiej do jej usług, jak i zagęszczenia infrastrukturalnego. Oba podejścia pozwalają uchwycić powiaty najlepiej wyposażone infrastrukturalnie (jarociński oraz poznański), najbardziej zapóźnione (czarnkowsko-trzcianecki i złotowski), a także dość skrajnie klasyfikowane (chodzieski i kościański).

Najlepszym dostępem ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych charakteryzowały się powiaty położone bliżej Poznania. Im ta odległość rosła, tym bardziej zmniejszało się zagospodarowanie infrastrukturalne. Ponadto wzrost odległości od Poznania wpływał na spadek przedsiębiorczości wyrażony za pomocą wskaźników przedsiębiorczości podmiotów gospodarczych nowo zarejestrowanych i wpisanych do rejestru REGON ogółem, co wiązało się z oddziaływaniem największego ośrodka gospodarczego w woj. wielkopolskim.

Zarówno stan dostępności infrastruktury gospodarczej w 2013 r., jak i dynamika zmian infrastrukturalnych w latach 2004—2013 na obszarach wiejskich

woj. wielkopolskiego miały istotny statystycznie na poziomie średnim wpływ na liczbę podmiotów gospodarki narodowej w przeliczeniu na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym. Podnoszenie stopnia wyposażenia infrastrukturalnego na obszarach wiejskich jest jednym z czynników umożliwiających dalszy wzrost i rozwój gospodarczy wielkopolskiej wsi.

dr Jarosław Lira — Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

LITERATURA

- Dolata M., Lira J. (2009), *Zróżnicowanie infrastruktury gospodarczej obszarów wiejskich woj. wielkopolskiego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, GUS: s. 66—80.
- Kamińska W. (2006), *Pozarolnicza indywidualna działalność gospodarcza w Polsce w latach 1988—2003*, PAN, IGiPZ, „Prace Geograficzne”, nr 203, Warszawa.
- Lira J., Wagner W., Wysocki F. (2002), *Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wieloecchowych*, [w:] *Statystyka regionalna w służbie samorządu terytorialnego i biznesu*, red. J. Paradyś, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Lira J., Wysocki F. (2004), *Zastosowanie pozycyjnego miernika rozwoju do pomiaru poziomu zagospodarowania infrastrukturalnego powiatów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, GUS: s. 39—49.
- Ratajczak M. (1999), *Infrastruktura w gospodarce rynkowej*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Salamon J. (2009), *Przestrzenne zróżnicowanie wartości wskaźnika przedsiębiorczości na obszarach wiejskich województwa świętokrzyskiego*, „Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich”, nr 5, PAN, Oddział Kraków: s. 231—239.

Summary. *The article presents the analysis of the dynamics of change and spatial diversity in the availability and density of economic infrastructure and their relation to the distance from Poznan, entrepreneurship and population density in rural areas of Wielkopolskie Voivodship. Powiats located near Poznan characterize the greatest availability of rural population to infrastructure services. Furthermore, the increased distance from Poznan influenced the decline in business, expressed by indicators of entrepreneurship for newly registered and for operators entered in the register REGON total. Both the availability of economic infrastructure in 2013 as well as the dynamics of infrastructure in 2004—2013 in rural areas have a statistically significant impact on the number of economic entities per 10 thousand people at the working age in Wielkopolskie Voivodship.*

Keywords: economic infrastructure, rural areas, spatial differentiation.

Резюме. *В статье был представлен анализ состояния, динамики изменений и пространственной дифференциации в области доступности и плотности экономической инфраструктуры и их связь с расстоянием*

от Познани, развитием предпринимательства и плотностью населения в сельских районах великопольского воеводства.

Самой большой доступностью сельского населения к инфраструктурным услугам характеризовались повяты расположенные недалеко от Познани. Кроме того увеличение расстояния от Познани влияло на снижение предпринимательства, представленного с использованием показателей предпринимательства для впервые зарегистрированных и для экономических субъектов находившихся в регистре REGON в целом. Как доступность экономической инфраструктуры в 2013 г., так и динамика инфраструктурных изменений в 2004—2013 гг в сельских районах имели значительное со статистической точки зрения влияние на число субъектов национальной экономики в пересчете на 10 тыс. населения в производственном возрасте в великопольском воеводстве.

Ключевые слова: экономическая инфраструктура, сельские районы, пространственная дифференциация.

Iwona BĄK, Katarzyna WAWRZYŃIAK

Diagnoza sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów Unii Europejskiej¹

Streszczenie. *Celem badania jest ocena sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów Unii Europejskiej (UE) oraz wyodrębnienie grup typologicznych krajów zbliżonych pod względem poziomu rozwoju. W artykule zastosowano dwa podejścia. Pierwsze z nich dotyczyło klasyfikacji krajów w aspektach społecznym i gospodarczym. Liniowe porządkowanie krajów przeprowadzono przy pomocy metody opartej na medianowym wektorze Webera, natomiast grupy typologiczne wydzielono wykorzystując metodę trzech median oraz zaproponowaną przez autorki metodę analizy różnic wartości taksonomicznego miernika rozwoju. Drugie podejście miało na celu podział krajów UE na grupy typologiczne podobne jednocześnie pod względem cech charakteryzujących oba aspekty. Do wydzielenia grup typologicznych w tym przypadku wykorzystano taksonomię wielokryterialną. Dane do analizy zaczerpnięto z publikacji GUS oraz z Eurostatu.*

Słowa kluczowe: sytuacja społeczno-gospodarcza, mediana Webera, Unia Europejska, taksonomia wielokryterialna.

Rozwój społeczno-gospodarczy jest szerokim pojęciem obejmującym ogólną tendencję rozwojową danej jednostki terytorialnej. Według definicji Hryniewicza przedstawionej w pracy W. M. Dyby i T. Stryjakiewicza² jest to ciąg następujących po sobie zjawisk gospodarczych i społecznych, które na podstawie dostępnej wiedzy można ocenić jako bardziej od innych korzystne dla danej społeczności. Obejmuje swym zasięgiem zarówno obiektywne kwestie ekonomiczne, związane np. z produkcją i konsumpcją, jak i subiektywne, związane m.in. z poglądami, wzorcami zachowań czy hierarchią stosunków społecznych.

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji naukowej pt. *Rola środowisk naukowych, samorządowych i służb statystyki publicznej we wzmacnianiu pozytywnego wizerunku statystyki*, zorganizowanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie w dniach 23 i 24 marca 2015 r.

² Dyba, Stryjakiewicz (2012), s. 15.

Wielu autorów podkreśla, że rozwój gospodarczy i społeczny jest nieodłącznie powiązany ze wzrostem jakości życia społeczeństw. Wiąże się on nie tylko ze wzrostem dochodu narodowego przypadającego na mieszkańca, lecz uwzględnia również: pozytywne zmiany w edukacji i zatrudnieniu, poprawę stanu zdrowia społeczeństwa i stanu środowiska naturalnego, efektywniejszy system prawny i sądowy, bogatsze życie kulturalne oraz większą swobodę polityczną i cywilną³.

Przeprowadzenie obiektywnej oceny rozwoju społeczno-gospodarczego kraju wymaga sformułowania diagnozy poziomu rozwoju badanej jednostki w konkretnym okresie. Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego można utożsamiać z sytuacją społeczno-gospodarczą, która jest kategorią złożoną i jej charakterystyka wymaga znajomości informacji o wielu cechach, zarówno ilościowych jak i jakościowych. Do pełnego opisu tej kategorii proponuje się zazwyczaj cechy dotyczące: demografii i zdrowia, warunków życia, rynku pracy, działalności produkcyjnej i usługowej, społeczeństwa informacyjnego, wymiany międzynarodowej, wzrostu gospodarczego i stanu finansów (*Polska...*, 2014). Uwzględnienie w badaniu wszystkich wymienionych cech uzależnione jest od możliwości zebrania wiarygodnych, kompletnych i porównywalnych danych statystycznych. Brak dostępności tego typu danych skłania do łączenia niektórych tematów charakteryzujących podobne aspekty badawcze. Podejście takie wykorzystano w artykule, w którym dokonano oceny sytuacji Polski w dwóch aspektach — społecznym i gospodarczym, łącząc cechy diagnostyczne z różnych dziedzin. Celem badania, którego wyniki zaprezentowano w artykule, jest ocena sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów Unii Europejskiej (UE). Do określenia pozycji Polski wśród krajów unijnych oraz wskazania mocnych i słabych stron sytuacji społeczno-gospodarczej naszego kraju wykorzystano wyniki klasyfikacji krajów UE oraz charakterystykę wyodrębnionych grup typologicznych krajów o podobnym stanie rozwoju w 2013 r.

W badaniu stosowano dwa podejścia. Pierwsze z nich dotyczyło klasyfikacji krajów oddzielnie w dwóch aspektach — społecznym i gospodarczym. Do oceny aspektu społecznego, z uwagi na dostępność danych, zebrano informacje o 28 cechach diagnostycznych, natomiast w przypadku sytuacji gospodarczej liczba cech diagnostycznych wyniosła 40⁴. Liniowe porządkowanie krajów przeprowadzono za pomocą metody opartej na medianowym wektorze Webera. Grupy typologiczne, w tym podejściu, wydzielono wykorzystując metodę trzech median oraz zaproponowaną przez autorki metodę analizy różnic wartości pozycyjnego miernika rozwoju. W drugim podejściu dokonano podziału krajów UE na grupy typologiczne podobne jednocześnie pod względem poziomu rozwoju społecznego i gospodarczego. W tym celu wykorzystano taksonomię wielokryterialną.

³ Batóg (2010), s. 25 i 26; Ziemiańczyk (2010), s. 33; Woźniak (2004), s. 25—32.

⁴ Po przeprowadzeniu weryfikacji formalno-statystycznej (metoda Hellwiga) do rankingów ostatecznie zakwalifikowano 10 cech dotyczących aspektów społecznych i 12 cech charakteryzujących sytuację gospodarczą.

WYBÓR CECH DIAGNOSTYCZNYCH I LINIOWE PORZĄDKOWANIE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ

Do oceny sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów UE zebrano wstępnie dane statystyczne o 68 cechach dotyczących sytuacji społecznej i gospodarczej. Wybór cech determinowała dostępność danych. Większość informacji pochodziła z 2013 r., jedynie w kilku przypadkach, z uwagi na brak danych, zdecydowano się na lata wcześniejsze⁵.

Do cech diagnostycznych charakteryzujących sytuację społeczną zaliczono:

- X_1 — urodzenia żywe na 1000 ludności,
- X_2 — zgony na 1000 ludności,
- X_3 — medianę wieku ludności w latach,
- X_4 — współczynnik obciążenia demograficznego,
- X_5 — udział ludności w wieku 80 lat i więcej do ludności w wieku 15—64 lata,
- X_6 — współczynnik przyrostu naturalnego w promilach,
- X_7 — współczynnik dzietności,
- X_8 — przeciętne trwanie życia w latach,
- X_9 — przeciętne trwanie życia mężczyzn w latach,
- X_{10} — przeciętne trwanie życia kobiet w latach,
- X_{11} — umieralność niemowląt w promilach,
- X_{12} — przeciętne trwanie życia w zdrowiu kobiet w latach,
- X_{13} — przeciętne trwanie życia w zdrowiu mężczyzn w latach,
- X_{14} — umieralność na nowotwory na 100 tys. ludności,
- X_{15} — umieralność z powodu chorób układu krążenia na 100 tys. ludności,
- X_{16} — umieralność z powodu wypadków na 100 tys. ludności,
- X_{17} — współczynnik feminizacji,
- X_{18} — małżeństwa na 1000 ludności,
- X_{19} — rozwody na 1000 ludności,
- X_{20} — rozwody na 1000 zawartych małżeństw,
- X_{21} — młodzież w wieku 18—24 lata niekontynuująca nauki w %,
- X_{22} — osoby w wieku 30—34 lata posiadające wykształcenie wyższe w %,
- X_{23} — liczbę uczniów i studentów na 1000 ludności,
- X_{24} — zharmonizowany wskaźnik cen konsumpcyjnych (2003=100),
- X_{25} — wskaźnik zagrożenia ubóstwem po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych w %,
- X_{26} — wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym w %,

⁵ Dane pochodziły z bazy danych Eurostatu (dostęp 24.02.2015 r.) oraz z publikacji *Polska...* (2014).

X_{27} — wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwie domowym w %,

X_{28} — wskaźnik pogłębionej deprywacji materialnej w %.

Do cech charakteryzujących sytuację gospodarczą zaliczono:

X_1 — wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 15—64 lata w %,

X_2 — wskaźnik zatrudnienia kobiet w wieku 15—64 lata w %,

X_3 — stopę bezrobocia osób w wieku 15—74 lata w %,

X_4 — stopę bezrobocia osób w wieku 15—24 lata w %,

X_5 — stopę bezrobocia osób w wieku 55—74 lata w %,

X_6 — udział długotrwale bezrobotnych w liczbie ludności aktywnej zawodowo w %,

X_7 — udział bezrobotnych pozostających bez pracy poniżej 12 miesięcy w liczbie ludności aktywnej zawodowo w %,

X_8 — zapłatę za godzinę pracy w euro,

X_9 — udział wolnych miejsc pracy w liczbie miejsc pracy ogółem w %,

X_{10} — dynamikę produkcji sprzedanej przemysłu w 2013 r. (2005=100),

X_{11} — dynamikę produkcji sprzedanej budownictwa w 2013 r. (2005=100),

X_{12} — dług sektora instytucji rządowych i samorządowych w % PKB,

X_{13} — wartość produkcji roślinnej na mieszkańca w euro,

X_{14} — wartość produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro,

X_{15} — liczbę gospodarstw rolnych na 1000 ludności,

X_{16} — udział użytków rolnych w ogólnej powierzchni kraju w %,

X_{17} — średnią powierzchnię użytków rolnych w gospodarstwie rolnym w ha,

X_{18} — nakłady na działalność badawczo-rozwojową w % PKB,

X_{19} — PKB na mieszkańca w tys. euro,

X_{20} — użytkowników Internetu na 1000 ludności,

X_{21} — abonentów posiadających szerokopasmowy dostęp do Internetu na 1000 ludności,

X_{22} — abonentów telefonii ruchomej (komórkowej) na 1000 ludności,

X_{23} — długość eksploatowanych linii kolejowych w km na tys. km²,

X_{24} — uzyskiwaną energię pierwotną na mieszkańca w TOE,

X_{25} — zużycie energii pierwotnej w kgoe na tys. euro,

X_{26} — udział obszarów chronionych w powierzchni ogółem,

X_{27} — finalne zużycia energii na mieszkańca w TOE,

X_{28} — produkcję energii odnawialnej ogółem na mieszkańca w TOE,

X_{29} — wydatki na ochronę środowiska w % PKB,

X_{30} — udział wydatków na inwestycje w wydatkach na ochronę środowiska w %,

- X_{31} — odpady ogółem w tonach na 1 km²,
 X_{32} — utylizację odpadów niebezpiecznych w tonach na 1 km²,
 X_{33} — emisję gazów cieplarnianych wyrażoną w ekwiwalencie CO₂ w tonach na 1 km²,
 X_{34} — udział energii ze źródeł odnawialnych w końcowym zużyciu energii brutto w %,
 X_{35} — wpływy z turystyki na mieszkańca w euro,
 X_{36} — wpływy z turystyki w % PKB,
 X_{37} — wydatki na turystykę na mieszkańca w euro,
 X_{38} — wydatki na turystykę w % PKB,
 X_{39} — przyjazdy zagraniczne na mieszkańca,
 X_{40} — roczną średnią inflację w %.

Do liniowego porządkowania krajów UE wykorzystano miernik rozwoju oparty na medianowym wektorze Webera. Prawidłowa konstrukcja miernika wymaga wyboru cech diagnostycznych o wysokich walorach dyskryminacyjnych, dlatego też w pierwszym etapie z badania wykluczono te cechy, które charakteryzowały się względnym zróżnicowaniem poniżej 10%⁶. Na tej podstawie ze zbioru cech charakteryzujących sytuację społeczną usunięto osiem cech, a ze zbioru cech opisujących aspekty gospodarcze — jedną. W przypadku pozostałych cech zastosowano metodę parametryczną Hellwiga⁷ w celu wyeliminowania cech o podobnym potencjale informacyjnym. Z macierzy korelacji, wyznaczonej dla potencjalnych cech diagnostycznych, wyodrębniono cechy centralne i izolowane⁸, które utworzyły ostateczny zbiór cech wykorzystanych w badaniu. Znalazły się w nim zarówno stymulanty, których wysokie wartości są korzystne z punktu widzenia istoty analizowanego zjawiska, jak i destymulanty, w przypadku których pożądane są wartości niskie. Zestawiono przyjęte do badania cechy diagnostyczne z podziałem na stymulanty i destymulanty.

ZESTAWIENIE PODZIAŁU CECH DIAGNOSTYCZNYCH NA STYMULANTY I DESTYMULANTY

Stymulanty	Destymulanty	Stymulanty	Destymulanty
Aspekt społeczny		Aspekt gospodarczy	
X_6, X_{18}, X_{23}	$X_5, X_{11}, X_{14}, X_{19}, X_{21}, X_{25}, X_{27}$	$X_8, X_9, X_{10}, X_{14}, X_{18}, X_{19}, X_{20}, X_{29}, X_{34}$	X_3, X_{12}, X_{40}

Źródło: opracowanie własne.

⁶ Panek (2009), s. 19 i 20.

⁷ Nowak (1990), s. 28 i 29.

⁸ Definicje pojęć (cecha centralna i izolowana) można znaleźć m.in. w pracy Nowak (1990), s. 28.

Do budowy miernika rozwoju zastosowano pozycyjną metodę wzorcową opartą na medianowym wektorze Webera⁹. Najpierw dokonano normalizacji cech diagnostycznych według następującej formuły¹⁰:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \theta_{0j}}{1,4826 \cdot \widetilde{\text{mäd}}(X_j)} \quad (1)$$

gdzie $\theta_0 = (\theta_{01}, \theta_{02}, \dots, \theta_{0m})$ jest medianą Webera dla rozpatrywanego układu m cech diagnostycznych¹¹, a $\widetilde{\text{mäd}}(X_j)$ to medianowe odchylenie bezwzględne, w którym bada się dystans cech w stosunku do odpowiednich współrzędnych wektora Webera, tzn.: $\widetilde{\text{mäd}}(X_j) = \text{med}_{i=1, 2, \dots, n} |x_{ij} - \theta_{0j}|$ ($j = 1, 2, \dots, m$). Wartości agregatowego miernika wyznaczono według wzoru:

$$\mu_i = 1 - \frac{d_i}{d_-} \quad (2)$$

$$d_- = \text{med}(\mathbf{d}) + 2,5 \text{mad}(\mathbf{d}) \quad (3)$$

gdzie $\mathbf{d} = (d_1, d_2, \dots, d_n)$ jest wektorem odległości wyznaczonych według wzoru $d_i = \text{med}_{j=1, 2, \dots, m} |z_{ij} - \varphi_j|$, $i = 1, 2, \dots, n$, $\varphi_j = \max_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$ — współrzędne wektora wzorca rozwoju, którymi są maksymalne wartości znormalizowanych cech diagnostycznych.

Uporządkowanie krajów UE z wykorzystaniem omówionej metody stanowiło podstawę ich pogrupowania. W pierwszej kolejności wykorzystano metodę trzech median¹², która jest najczęściej stosowana w przypadku grupowania na podstawie pozycyjnego miernika rozwoju. Metoda ta polega na wyznaczeniu mediany współrzędnych wektora $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)$, którą oznaczamy symbolem $\text{med}(\boldsymbol{\mu})$. Obliczona mediana dzieli zbiorowość obiektów na dwie grupy. W grupie pierwszej znajdują się obiekty, których wartości miernika są nie większe od mediany, a w grupie drugiej — obiekty o wartościach przekraczających poziom mediany. Następnie w wydzielonych grupach wyznaczane są ponownie

⁹ Mediana Webera stanowi wielowymiarowe uogólnienie klasycznego pojęcia mediany. Chodzi tu o wektor, który minimalizuje sumę euklidesowych odległości od danych punktów reprezentujących rozpatrywane obiekty, a więc znajduje się niejako „pośrodku” nich, ale jest jednocześnie uodporniony na występowanie obserwacji odstających — Młodak (2006), s. 131.

¹⁰ Młodak (2006), s. 136—138.

¹¹ W artykule medianę Webera obliczono w programie R wykorzystując funkcję L1 *median* pakietu *pcaPP*.

¹² Młodak (2006), s. 138.

mediany, które dzielą pierwszą i drugą grupę na kolejne dwie podgrupy. Można to zapisać następująco: $\text{med}_k(\boldsymbol{\mu}) = \text{med}_{i: \Gamma_i \in \Omega_k}(\mu_i)$, gdzie $k=1, 2$.

W ten sposób otrzymuje się cztery grupy obiektów o następujących wartościach miernika rozwoju:

I — $\mu_i > \text{med}_1(\boldsymbol{\mu})$,

II — $\text{med}(\boldsymbol{\mu}) < \mu_i \leq \text{med}_1(\boldsymbol{\mu})$,

III — $\text{med}_2(\boldsymbol{\mu}) < \mu_i \leq \text{med}(\boldsymbol{\mu})$,

IV — $\mu_i \leq \text{med}_2(\boldsymbol{\mu})$.

Wyodrębnione grupy typologiczne są równoliczne lub różnią się tylko jednym elementem¹³. W tabl. 1 przedstawiono wyniki klasyfikacji i grupy typologiczne krajów UE uzyskane na podstawie wartości pozycyjnego miernika rozwoju obliczonego na podstawie cech charakteryzujących aspekty społeczne. Grupy typologiczne wyodrębniono wykorzystując metodę trzech median oraz metodę analizy różnic. Do zaproponowania drugiej metody skłoniła autorki analiza wykresu przedstawiającego kraje UE uporządkowane według rosnących wartości miernika rozwoju wyznaczonego dla cech opisujących aspekty społeczne (wykr. 1).

TABL. 1. KLASYFIKACJA I GRUPY TYPOLOGICZNE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY SPOŁECZNE

K r a j e	Wartość miernika (μ_i)	Pozycja w rankingu	Numer grupy typologicznej (metoda trzech median)	$\Delta\mu_{i/i-1}$	$M_{i/i-1}$	Numer grupy typologicznej (metoda analizy różnic)
Finlandia (FI)	0,5583	1	I	—	—	I
Szwecja (SE)	0,5351	2		-0,023	0,010	
Cypr (CY)	0,5299	3		-0,005	0,028	
Malta (MT)	0,5208	4		-0,009	0,024	
Dania (DK)	0,4789	5	II	-0,042	-0,008	II
Czechy (CZ)	0,4782	6		-0,001	0,033	
Słowenia (SI)	0,4750	7		-0,003	0,030	
Niemcy (DE)	0,4577	8		-0,017	0,016	
Irlandia (IE)	0,4494	9		-0,008	0,025	
Austria (AT)	0,4426	10		-0,007	0,027	
Luksemburg (LU)	0,4208	11		-0,022	0,012	
Francja (FR)	0,4110	12	-0,010	0,024		
Chorwacja (HR)	0,3740	13	III	-0,037	-0,003	III
Wielka Brytania (UK)	0,3433	14		-0,031	0,003	
Holandia (NL)	0,3375	15		-0,006	0,028	
P o l s k a (PL)	0,3076	16		-0,030	0,004	
Słowacja (SK)	0,2806	17		-0,027	0,007	
Litwa (LT)	0,2789	18		-0,002	0,032	

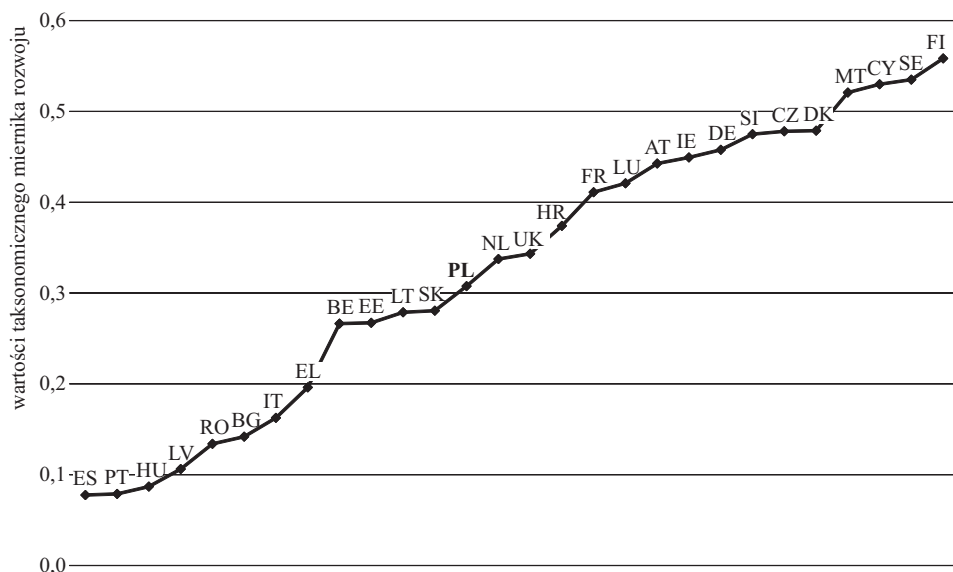
¹³ Grupy równoliczne otrzymujemy, gdy liczba obiektów w zbiorowości jest podzielna przez cztery.

TABL. 1. KLASYFIKACJA I GRUPY TYPOLOGICZNE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY SPOŁECZNE (dok.)

K r a j e	Wartość miernika (μ_i)	Pozycja w rankingu	Numer grupy typologicznej (metoda trzech median)	$\Delta\mu_{i/i-1}$	$M_{i/i-1}$	Numer grupy typologicznej (metoda analizy różnic)
Estonia (EE)	0,2672	19	III	-0,012	0,022	III
Belgia (BE)	0,2664	20		-0,001	0,033	
Grecja (EL)	0,1962	21		-0,070	-0,037	
Włochy (IT)	0,1626	22	IV	-0,034	0,000	IV
Bułgaria (BG)	0,1419	23		-0,021	0,013	
Rumunia (RO)	0,1339	24		-0,008	0,026	
Łotwa (LV)	0,1062	25		-0,028	0,006	
Węgry (HU)	0,0870	26		-0,019	0,014	
Portugalia (PT)	0,0788	27		-0,008	0,025	
Hiszpania (ES)	0,0777	28		-0,001	0,032	
$\Delta\mu_{i/i-1}$				-0,018		
$S(\Delta\mu_{i/i-1})$				0,016		
μ_{gr}				-0,034		

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Wykr. 1. UPORZĄDKOWANIE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY SPOŁECZNE



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie tabl. 2.

Z wykresu wynika, że równoliczne grupy typologiczne nie odzwierciedlają rzeczywistego podobieństwa sytuacji społecznej w badanych krajach, dlatego też

zdecydowano się na wyodrębnienie grup typologicznych na podstawie szczegółowej analizy wartości pozycyjnego miernika rozwoju. W tym celu zaproponowano procedurę¹⁴ składającą się z następujących etapów:

1) obliczenie różnic pomiędzy wartościami uporządkowanego malejąco pozycyjnego miernika rozwoju:

$$\Delta\mu_{i/i-1} = \mu_i - \mu_{i-1} \quad (4)$$

gdzie $i=2, \dots, n$;

2) wyznaczenie wartości granicznej (μ_{gr}) według wzoru:

$$\mu_{gr} = \overline{\Delta\mu_{i/i-1}} - S(\Delta\mu_{i/i-1}) \quad (5)$$

gdzie:

$$\overline{\Delta\mu_{i/i-1}} = \frac{\sum_{i=2}^n \Delta\mu_{i/i-1}}{n-1} \quad (6)$$

$$S(\Delta\mu_{i/i-1}) = \left(\frac{\sum_{i=2}^n (\Delta\mu_{i/i-1} - \overline{\Delta\mu_{i/i-1}})^2}{n-1} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

3) wyznaczenie wartości $M_{i/i-1} = \Delta\mu_{i/i-1} - \mu_{gr}$ ¹⁵ i wydzielenie grup typologicznych według zasady:

- jeżeli $M_{i/i-1} < 0$, to i -ty obiekt należy do kolejnej grupy, gdyż różnica pomiędzy nim a obiektem poprzednim jest mniejsza od wartości granicznej (przekracza wartość graniczną *in minus*),
- jeżeli $M_{i/i-1} \geq 0$, to i -ty obiekt należy do danej grupy.

¹⁴ Zaproponowana procedura analizy różnic pomiędzy wartościami agregatowego miernika rozwoju nawiązuje do propozycji E. Nowaka (1990), s. 94 oraz do wyznaczania krytycznej wartości odległości, przy której należy przerwać łączenie klas w metodzie Warda (Stanisz (2006), s. 141 i 142; Panek (2009), s. 120—123). Ponadto bezpośrednio wykorzystanie różnic między sąsiednimi wartościami miernika rozwoju do skonstruowania miary oceniającej jego przydatność w klasyfikacji zaproponował A. Sokołowski (Nowak (1990), s. 92.)

¹⁵ Ze względu na malejące uporządkowanie wartości miernika rozwoju $\Delta\mu_{i/i-1} \leq 0$, $\overline{\Delta\mu_{i/i-1}} < 0$ oraz $\mu_{gr} < 0$.

W wyniku zastosowania metody analizy różnic, podobnie jak w przypadku metody trzech median, otrzymano cztery grupy typologiczne różniące się między sobą liczebnością. Ze względu na aspekty społeczne Polska znalazła się w trzeciej grupie niezależnie od zastosowanej metody grupowania. W przypadku metody trzech median w grupie tej znalazły się również: Belgia, Estonia, Grecja, Holandia, Litwa i Słowacja. Z kolei przy zastosowaniu metody analizy różnic z grupy tej wypadła Grecja, a dołączyły do niej Chorwacja i Wielka Brytania. Negatywny wpływ na sytuację społeczną w tej grupie miały przede wszystkim niski wskaźnik przyrostu naturalnego, wyższa niż przeciętna w krajach UE umieralność niemowląt i umieralność z powodu nowotworów. Ponadto grupa ta pozytywnie wyróżniała się niskim udziałem osób w wieku 18—24 lata niekontynuujących nauki oraz liczbą zawieranych małżeństw na 1000 ludności (nieznacznie powyżej średniej unijnej). Kraje zaliczone do pierwszej grupy (najlepszej) charakteryzowały się m.in. niskimi wskaźnikami zagrożenia ubóstwem, wysokim przyrostem naturalnym w większości krajów z tej grupy oraz dużą liczbą zawieranych małżeństw na 1000 ludności.

W tabl. 2 przedstawiono wyniki klasyfikacji i grupowania krajów UE ze względu na cechy charakteryzujące sytuację gospodarczą uzyskane z wykorzystaniem tych samych metod, jak w przypadku aspektów społecznych. Zastosowanie metody analizy różnic również było poprzedzone szczegółową analizą wartości pozycyjnego miernika rozwoju opartego na medianie Webera (wykr. 2).

TABL. 2. KLASYFIKACJA I GRUPY TYPOLOGICZNE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY GOSPODARCZE

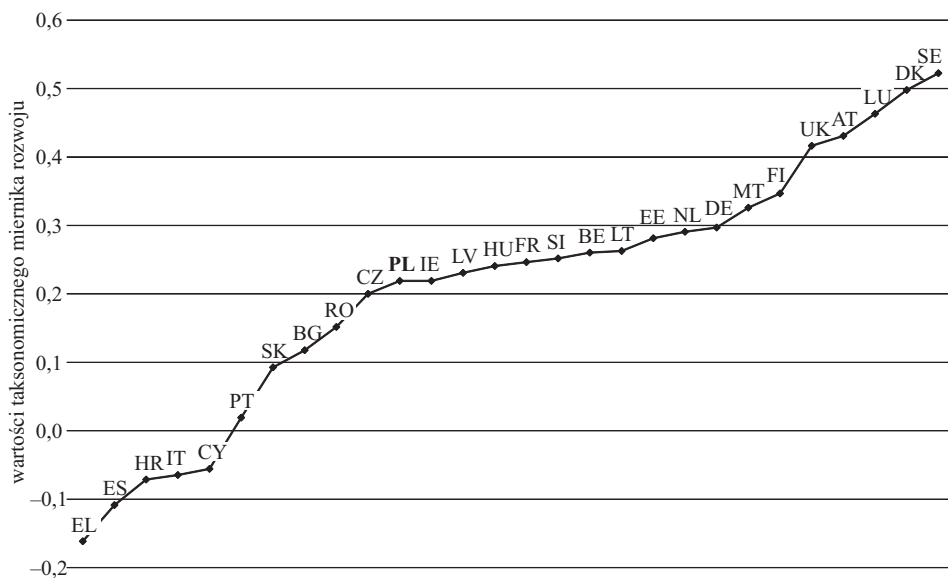
K r a j e	Wartość miernika (μ_i)	Pozycja w rankingu	Numer grupy typologicznej (metoda trzech median)	$\Delta\mu_{i/i-1}$	M_{i-1}	Numer grupy typologicznej (metoda analizy różnic)
Szwecja (SE)	0,5224	1	I	—	—	I
Dania (DK)	0,4979	2		-0,025	0,022	
Luksemburg (LU)	0,4633	3		-0,035	0,012	
Austria (AT)	0,4308	4		-0,033	0,014	
Wielka Brytania (UK)	0,4165	5		-0,014	0,033	
Finlandia (FI)	0,3467	6		-0,070	-0,023	
Malta (MT)	0,3261	7		-0,021	0,026	
Niemcy (DE)	0,2970	8	II	-0,029	0,018	II
Holandia (NL)	0,2909	9		-0,006	0,041	
Estonia (EE)	0,2813	10		-0,010	0,037	
Litwa (LT)	0,2626	11		-0,019	0,028	
Belgia (BE)	0,2603	12		-0,002	0,045	
Słowenia (SI)	0,2519	13		-0,008	0,038	
Francja (FR)	0,2465	14		-0,005	0,041	
Węgry (HU)	0,2408	15		-0,006	0,041	
Łotwa (LV)	0,2308	16		-0,010	0,037	
Irlandia (IE)	0,2191	17		-0,012	0,035	
P o l s k a (PL)	0,2191	18	III	0,000	0,047	
Czechy (CZ)	0,2002	19		-0,019	0,028	

TABL. 2. KLASYFIKACJA I GRUPY TYPOLOGICZNE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY GOSPODARCZE (dok.)

K r a j e	Wartość miernika (μ_i)	Pozycja w rankingu	Numer grupy typologicznej (metoda trzech median)	$\Delta\mu_{i/i-1}$	$M_{i/i-1}$	Numer grupy typologicznej (metoda analizy różnic)
Rumunia (RO)	0,1518	20	III	-0,048	-0,002	III
Bułgaria (BG)	0,1176	21	IV	-0,034	0,013	
Słowacja (SK)	0,0927	22		IV	-0,025	0,022
Portugalia (PT)	0,0192	23	IV		-0,074	-0,027
Cypr (CY)	-0,0557	24		IV	-0,075	-0,028
Włochy (IT)	-0,0647	25	IV		-0,009	0,038
Chorwacja (HR)	-0,0712	26		IV	-0,007	0,040
Hiszpania (ES)	-0,1085	27	IV		-0,037	0,010
Grecja (EL)	-0,1614	28		IV	-0,053	-0,006
$\Delta\mu_{i/i-1}$					-0,025	
$S(\Delta\mu_{i/i-1})$				0,022		
μ_{gr}				-0,047		

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 2.

Wykr. 2. UPORZĄDKOWANIE KRAJÓW UE ZE WZGLĘDU NA ASPEKTY GOSPODARCZE



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie tabl. 3.

W przypadku sytuacji gospodarczej, przy wykorzystaniu metody trzech median, Polska znalazła się w trzeciej grupie razem z: Węgrami, Łotwą, Irlandią,

Czechami, Rumunią i Bułgarią. Z kolei metoda analizy różnic klasyfikowała nasz kraj do grupy drugiej, w której znalazła się połowa krajów UE (tabl. 2). W związku z tym, wskazując mocne strony sytuacji gospodarczej w tej grupie zdecydowano, aby punktem odniesienia była grupa pierwsza, a nie średnia dla wszystkich krajów UE. Okazało się, że w porównaniu do pierwszej grupy w Polsce i w innych krajach z naszej grupy wyższa była dynamika produkcji przemysłowej w porównaniu do 2005 r., nieco wyższe były wydatki na ochronę środowiska w % PKB, natomiast średnia roczna stopa inflacji była na zbliżonym poziomie. Pozostałe cechy diagnostyczne były na niższym poziomie, szczególnie dotyczyło to długu sektora instytucji rządowych i samorządowych w % PKB, użytkowników Internetu na 1000 ludności oraz PKB na mieszkańca w tys. euro.

Z tabl. 1 i 2 wynika, że pozycje zajmowane przez poszczególne kraje unijne w obu rankingach, w większości przypadków, były odmienne, chociaż Niemcy w obu aspektach znalazły się na ósmej pozycji. W przypadku niektórych krajów (Bułgaria, Francja, Hiszpania, Polska, Szwecja) różnice w rankingach nie przekraczały dwóch pozycji. Największą rozbieżność zauważono dla Cypru, który ze względu na ocenę sytuacji społecznej znalazł się na 3 miejscu, a ze względu na sytuację gospodarczą — dopiero na 24. O umiarkowanej zgodności otrzymanych rankingów świadczy wartość współczynnika τ Kendalla wynosząca 0,392¹⁶.

GRUPY TYPOLOGICZNE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ SPOŁECZNO-GOSPODARCZĄ — TAKSONOMIA WIELOKRYTERIALNA

We wcześniejszych rozważaniach przedstawiono wyniki klasyfikacji i grupowania krajów UE osobno ze względu na aspekty społeczne i gospodarcze. Chcąc ocenić sytuację społeczno-gospodarczą badanych krajów zastosowano taksonomię wielokryterialną, dzięki której uwzględniono wszystkie wybrane cechy diagnostyczne charakteryzujące jednocześnie oba badane aspekty¹⁷.

Punktem wyjścia w tej metodzie są macierze odległości \mathbf{D}^k o elementach d_{ij}^k wyznaczone odrębnie dla poszczególnych kryteriów (w badaniu $K=2$). Przed obliczeniem odległości konieczne jest doprowadzenie cech do porównywalności, czyli pozbawienie ich mian i ujednoczenie rzędów ich wielkości¹⁸. Ze względu na fakt, że w ostatecznym zbiorze cech diagnostycznych znalazły się cechy zmierzone na skali przedziałowej i ilorazowej, zdecydowano się na ich

¹⁶ Współczynnik τ Kendalla przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$. Im jego wartość jest bliższa 1, tym większa jest zgodność uporządkowań (Stanisz (2006), s. 313 i 314; Steczkowski, Zeliaś (1997), s. 195—199).

¹⁷ Nowak (1990), s. 130—135; Malina (2004), s. 139—147.

¹⁸ Walesiak (2011), s. 16.

normalizację z wykorzystaniem metody unitaryzacji zerowanej według formuły¹⁹:

$$\text{dla stymulant} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}} \quad \max_i x_{ij} \neq \min_i x_{ij} \quad (8)$$

$$\text{dla destymulant} \quad z_{ij} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}} \quad \max_i x_{ij} \neq \min_i x_{ij} \quad (9)$$

Z każdej macierzy odległości wyznaczono wartość progową odległości d^* według wzoru:

$$d^* = \min_i \max_j \{d_{ij}\} \quad (10)$$

Następnie dla każdego kryterium klasyfikacji (aspektu społecznego i gospodarczego) zbudowano macierz podobieństwa \mathbf{C}^K o wymiarach $(n \times n)$ ²⁰, która jest macierzą zero-jedynkową utworzoną według zasady $(i, j = 1, 2, \dots, n; n$ — liczba krajów):

$$c_{ij}^K = 1 \text{ dla } d_{ij} \leq d^* \quad (11)$$

$$c_{ij}^K = 0 \text{ dla } d_{ij} > d^* \quad (12)$$

Za podobne ze względu na rozpatrywane kryterium uznaje się obiekty o numerach i oraz j , dla których spełniona jest nierówność $d_{ij} \leq d^*$, w przeciwnym przypadku obiekty traktowane są jako niepodobne i dla nich miara podobieństwa c_{ij} jest równa zero.

W kolejnym kroku wyznaczono finalną macierz podobieństwa między analizowanymi obiektami $\mathbf{C}_{(n \times n)}$. Elementy tej macierzy (c_{ij}) są równe iloczynowi odpowiednich elementów macierzy \mathbf{C}^K w przypadku obu rozpatrywanych aspektów, czyli:

$$c_{ij} = \prod_{K=1}^2 c_{ij}^K \quad (13)$$

¹⁹ Kukuła (2000), s. 60—92.

²⁰ W przypadku aspektów społecznych macierz podobieństwa ma wymiary (15×15) , natomiast gospodarczych — (13×13) .

Oznacza to, że ten iloczyn jest równy jeden, jeżeli każdy z odpowiadających mu elementów c_{ij}^K w macierzach C^K jest równy jedności, natomiast gdy przy najmniej jeden z elementów c_{ij}^K jest równy zero, to iloczyn też wynosi zero. Zgodnie z tym dwa obiekty uznaje się za podobne do siebie ze względu na wszystkie kryteria, jeśli są one do siebie podobne oddzielnie według poszczególnych kryteriów, natomiast dwa obiekty uznaje się za niepodobne, jeśli nie są podobne do siebie chociażby ze względu na jedno z kryteriów.

W celu identyfikacji grup obiektów podobnych ze względu na oba rozpatrywane kryteria wykorzystano metodę eliminacji wektorów²¹. Punktem wyjścia tej metody jest zamiana finalnej macierzy podobieństwa $C_{(n \times n)}$ w macierz braku podobieństw $C^*_{(n \times n)}$, a grupowanie przebiega w następujący sposób:

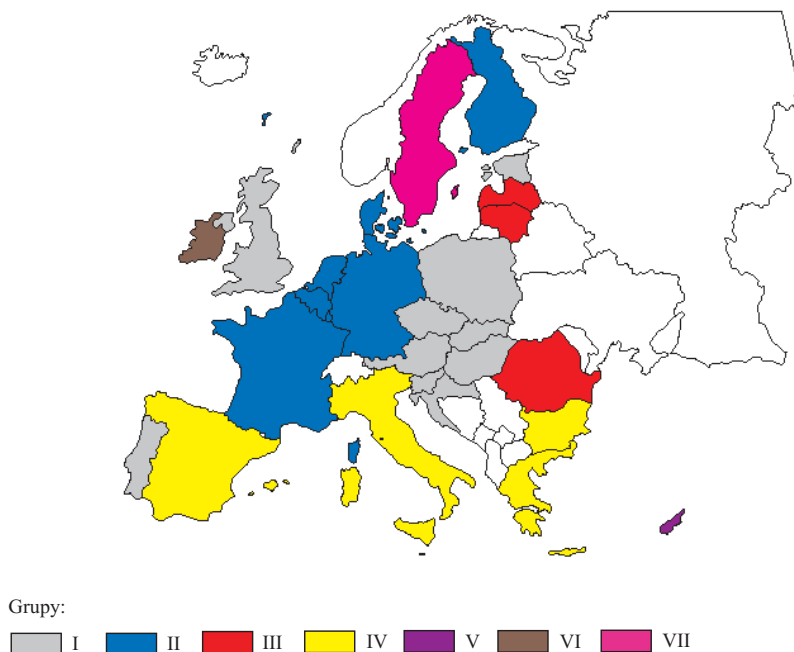
- 1) na podstawie macierzy C^* tworzy się wektor kolumnowy c_0 o n składowych, z których każda jest sumą odpowiedniego wiersza tej macierzy;
- 2) z macierzy C^* eliminuje się ten wiersz i odpowiadającą mu kolumnę, dla którego wartość składowa wektora c_0 jest maksymalna; jeśli wektor c_0 zawiera kilka składowych o wartości równej wartości maksymalnej, to eliminujemy wiersz i kolumnę np. o najmniejszym lub o największym numerze;
- 3) czynności przedstawione w punktach 1) i 2) powtarzamy do momentu, aż wszystkie składowe wektora c_0 będą równe zero;
- 4) obiekty odpowiadające nieskreślonym wierszom i kolumnom, które pozostały w macierzy C^* , tworzą pierwszą podgrupę;
- 5) w zakresie pozostałych obiektów (wyliminowanych we wcześniejszych etapach) tworzy się okrojona macierz $C^*(\mathbf{1})$ i wektor $c_0(1)$, a następnie stosując postępowanie opisane w punktach 1)—4), otrzymuje się kolejne grupy obiektów podobnych; postępowanie kończy się w momencie, gdy wszystkie jednostki ze zbioru podstawowego zostaną pogrupowane.

Wykorzystując omówioną metodę, na podstawie 15 cech charakteryzujących sytuację społeczną i 13 cech charakteryzujących sytuację gospodarczą otrzymano siedem grup krajów o następującym składzie (wykr. 3):

- I — Austria, Chorwacja, Czechy, Estonia, Polska, Portugalia, Słowacja, Słowenia, Węgry, Wielka Brytania;
- II — Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Holandia, Luksemburg, Niemcy;
- III — Litwa, Łotwa, Rumunia;
- IV — Bułgaria, Grecja, Hiszpania, Włochy;
- V — Cypr, Malta;
- VI — Irlandia;
- VII — Szwecja.

²¹ Chomątkowski, Sokołowski (1978); Panek (2009), s. 154—160; Malina (2004), s. 60—62.

Wykr. 3. GRUPY KRAJÓW UE PODOBNE ZE WZGLĘDU
NA PODOBNE ASPEKTY SPOŁECZNO-GOSPODARCZE



Źródło: opracowanie własne.

Najbardziej liczna jest grupa pierwsza, w której znalazło się dziesięć państw UE. Do tej grupy zaliczone zostały kraje, które w większości (6) dołączyły do Unii w 2004 r. Drugą grupę utworzyło pięć krajów będących w UE od 1957 r. oraz Dania i Finlandia, które dołączyły do Wspólnoty odpowiednio w 1973 r. i 1995 r. W grupie trzeciej znalazły się trzy kraje — Litwa i Łotwa będące w UE od 2004 r. i Rumunia od 2007 r. Kolejną grupę utworzyły państwa położone na południu Europy. Grupa piąta to państwa wyspiarskie (Cypr, Malta), które dołączyły do UE w 2004 r. Pozostałe dwie grupy utworzyły skupienia jednoelementowe. Warto nadmienić, że o przynależności krajów do określonej grupy decydowała czasami nawet jedna cecha diagnostyczna, której poziom wyraźnie różnicował kraje pomiędzy sobą. Z uwagi na to zdecydowano się na wyznaczenie mierników ω_j , które można interpretować jako wagi określające relatywne znaczenie poszczególnych cech diagnostycznych²². Mierniki te obliczono według wzoru²³:

²² Im wyższa wartość miernika, tym większe znaczenie j -tej cechy diagnostycznej.

²³ Nowak (1990), s. 34 i 35.

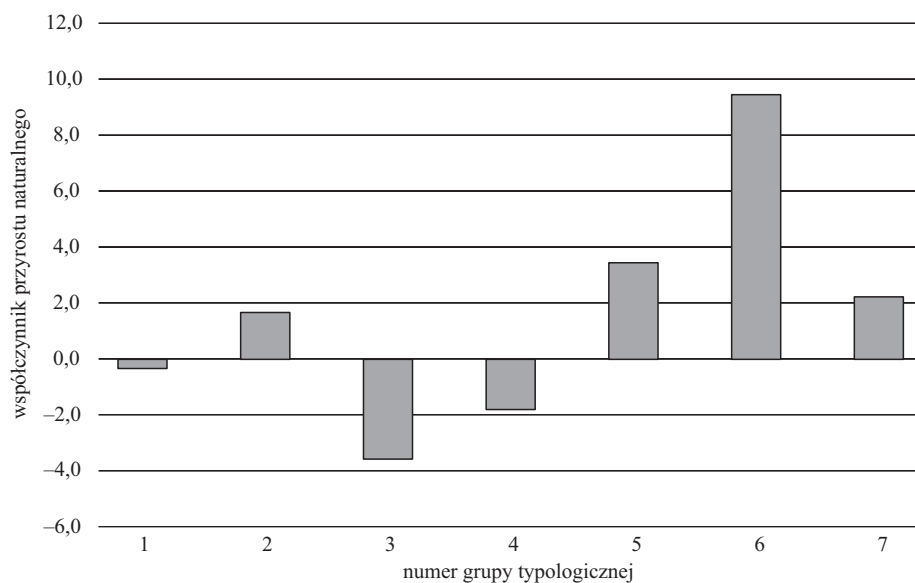
$$\omega_j = \frac{V_j}{\sum_{j=1}^m V_j} \cdot 100\% \quad (14)$$

gdzie V_j — klasyczny współczynnik zmienności obliczony dla j -tej cechy diagnostycznej.

Okazało się, że w badaniu sytuacji społeczno-gospodarczej największe znaczenie mają współczynnik przyrostu naturalnego (50,73%), liczba uczniów i studentów na 1000 ludności (6,37%) oraz wartość produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro (3,61%). W celu ukazania różnic w poziomie wymienionych cech w poszczególnych grupach obliczono wartości średnie w grupach i przedstawiono je na wyk. 4—6.

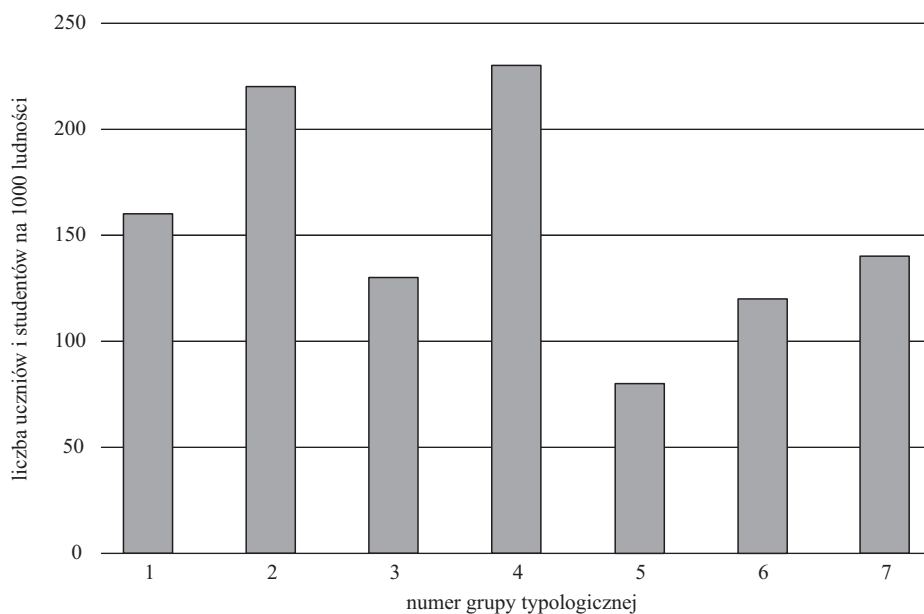
Szczegółowa analiza średniego poziomu cech diagnostycznych w poszczególnych grupach może stanowić podstawę do wyjaśnienia, dlaczego w grupie pierwszej znalazły się kraje, które pozornie mają odmienną sytuację społeczno-gospodarczą, np. Chorwacja i Wielka Brytania. Ich przynależność do tej samej grupy była spowodowana przede wszystkim niskim poziomem współczynnika przyrostu naturalnego, stosunkowo dużą liczbą uczniów i studentów na 1000 ludności oraz niższą w porównaniu ze średnią unijną wartością produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro. O zakwalifikowaniu krajów do grupy drugiej zdecydowała przede wszystkim duża liczba uczniów i studentów na 1000 ludności oraz stosunkowo duża wartość produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro. W przypadku grup trzeciej, czwartej i piątej średnia wartość produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro była na zbliżonym poziomie, a o ich wydzieleniu zdecydowały znaczne różnice w poziomie współczynnika przyrostu naturalnego oraz w liczbie uczniów i studentów na 1000 mieszkańców. Wydzielenie Irlandii jako odrębnej grupy związane było z bardzo wysokim współczynnikiem przyrostu naturalnego oraz najwyższą w UE wartością produkcji zwierzęcej na mieszkańca w euro. W przypadku Szwecji poziom cech diagnostycznych, które miały największe znaczenie dyskryminacyjne nie odbiegał znacząco od średniej unijnej, z wyjątkiem współczynnika przyrostu naturalnego wynoszącego 2,23 promila. Dopiero analiza pozostałych cech diagnostycznych wykazała, że większość z nich była w Szwecji na poziomie znacznie różniącym się od średniej w pozostałych grupach. Do tych cech można zaliczyć: zapłatę za jedną godzinę pracy (dwukrotnie wyższa niż średnia w UE), nakłady na działalność badawczo-rozwojową w % PKB (dwukrotnie wyższe niż średnie w UE), udział energii ze źródeł odnawialnych w końcowym zużyciu energii brutto (trzykrotnie wyższy niż średni w UE) oraz 1,5 raza niższy dług sektora instytucji rządowych i samorządowych w % PKB.

Wykr. 4. ŚREDNI POZIOM WSPÓLCZYNNIKA PRZYROSTU NATURALNEGO W PROMILACH W GRUPACH TYPOLOGICZNYCH



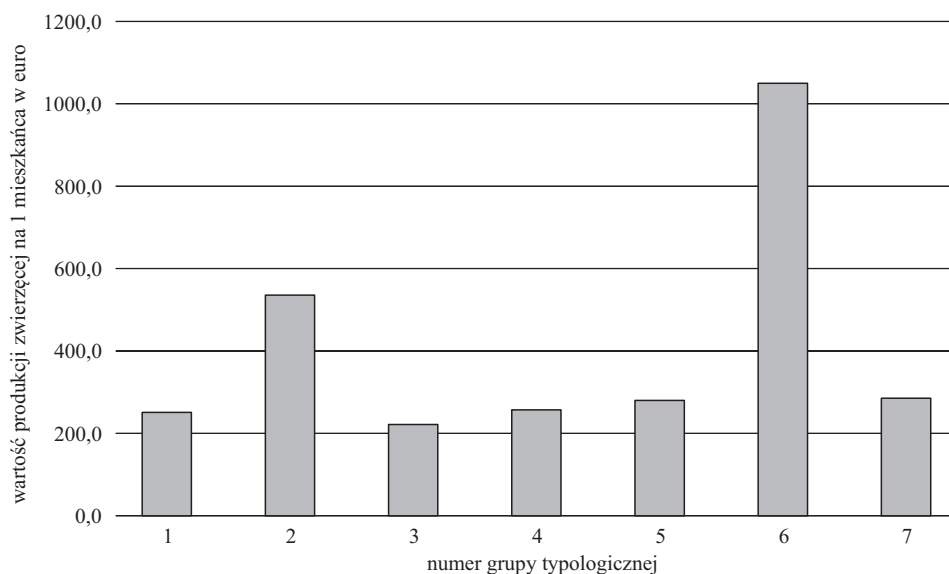
Źródło: jak przy wykr. 3.

Wykr. 5. ŚREDNIA LICZBA UCZNIÓW I STUDENTÓW NA 1000 LUDNOŚCI W GRUPACH TYPOLOGICZNYCH



Źródło: jak przy wykr. 3.

Wykr. 6. ŚREDNIA WARTOŚĆ PRODUKCJI ZWIERZĘCEJ NA MIESZKAŃCA W EURO W GRUPACH TYPOLOGICZNYCH



Źródło: jak przy wykr. 3.

Podsumowanie

Diagnoza sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów UE została sformułowana na podstawie rankingów krajów unijnych oraz charakterystyki wydzielonych grup typologicznych. Z przeprowadzonych badań wynika, że pod względem społecznym i gospodarczym nasz kraj zajmował w 2013 r. odpowiednio szesnastą i osiemnastą pozycję. Mocne strony Polski w aspekcie społecznym wynikały z: dużej liczby małżeństw na 1000 ludności, niskiej liczby rozwodów na 1000 ludności, niskiego udziału młodzieży niekontynuującej nauki oraz wysokiej liczby uczniów i studentów na 1000 ludności. Z kolei do słabych stron naszej sytuacji zaliczyć można: współczynnik przyrostu naturalnego bliski zeru, wysoką umieralność niemowląt, wysoką umieralność na nowotwory i wysoki wskaźnik zagrożenia ubóstwem.

W przypadku aspektów gospodarczych o pozycji Polski wśród krajów UE zdecydowały:

- wysoka dynamika produkcji przemysłowej w 2013 r. (2005=100),
- stosunkowo niska inflacja,
- stosunkowo niska stopa bezrobocia,
- niski udział wolnych miejsc pracy w liczbie miejsc pracy ogółem,
- niska zapłata za godzinę pracy w euro,
- niskie nakłady na działalność badawczo-rozwojową w % PKB,
- niski udział energii ze źródeł odnawialnych w %,

- niskie wydatki na ochronę środowiska w % PKB,
- niski poziom PKB na mieszkańca w tys. euro.

Badania potwierdziły, że w UE znajdują się państwa o zróżnicowanej sytuacji zarówno społecznej, jak i gospodarczej. Monitorowanie tego zróżnicowania jest bardzo ważne, gdyż zbyt duże dysproporcje poziomu rozwoju poszczególnych krajów wpływają negatywnie na poziom rozwoju społeczno-gospodarczego całej UE. Pomocnym narzędziem wykorzystywanym do oceny stopnia zróżnicowania krajów są metody ilościowe, które pozwalają na obiektywizację wyników prowadzonych badań. Dzięki zastosowanym w badaniu metodom możliwe było sklasyfikowanie i wyodrębnienie grup typologicznych krajów podobnych pod względem społecznym, gospodarczym i społeczno-gospodarczym. Okazało się, że w wydzielonych grupach znalazły się państwa, które pozornie mają odmienną sytuację społeczno-gospodarczą. Jednakże uzyskane wyniki udało się uzasadnić przeprowadzając szczegółową analizę zarówno wartości pozycyjnego miernika rozwoju, jak i ważności cech diagnostycznych i ich średniego poziomu w poszczególnych grupach.

Na zakończenie warto zaznaczyć, że dużą trudnością w przeprowadzaniu tego typu analiz jest zebranie wiarygodnych i porównywalnych danych statystycznych. Okazuje się bowiem, że bazy danych urzędów statystycznych krajów UE nie zawsze zapewniają pełne i aktualne informacje.

dr hab. Iwona Bąk, dr Katarzyna Wawrzyniak — *Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie*

LITERATURA

- Batóg J. (2010), *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Chomątkowski S., Sokołowski A. (1978), *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2.
- Dyba W. M., Stryjakiewicz T. (2012), *Zróżnicowanie poziomu społeczno-gospodarczego gmin województwa wielkopolskiego w świetle realizacji polityki intraregionalnej*, Biuletyn Instytutu Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, seria „Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna”, nr 19, Poznań.
- Kukuła K. (2000), *Metoda unitaryzacji zerowanej*, PWN, Warszawa.
- Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Panek T. (2009), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, SGH — Oficyna Wydawnicza, Warszawa.
- Polska w Unii Europejskiej 2004—2014* (2014), GUS, Warszawa.
- Stanisz A. (2006), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA. PL na przykładach z medycyny*, t. 1, *Statystyki podstawowe*, Wydawnictwo StatSoft Polska, Kraków.

- Steczkowski J., Zeliaś A. (1997), *Metody statystyczne w badaniu zjawisk jakościowych*, Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Walesiak M. (2011), *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Woźniak G. M. (2004), *Wzrost gospodarczy. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Ziemiańczyk U. (2010), *Ocena poziomu społeczno-gospodarczego gmin wiejskich i miejsko-wiejskich w województwie małopolskim*, „Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich”, nr 14, PAN, Oddział w Krakowie, Komisja Technicznej Infrastruktury Wsi, Kraków.

Summary. *The aim of the study is the evaluation of the socio-economic situation of Poland in comparison to EU countries and the identification of the homogeneous groups of countries according to their level of development. The authors applied two approaches. The first approach classifies the countries according to social and economic variables separately. The linear ordering of countries was conducted by means of method using Weber's median vector. The homogeneous groups of countries were identified with application of the three medians method and the method of the analysis of taxonomic measure differences of development proposed by the authors. The second approach divides countries into the homogeneous groups according to social and economic variables at the same time. Therefore the multi-criteria taxonomy was applied. The data came from Central Statistical Office of Poland and Eurostat.*

Keywords: socio-economic situation, Weber's median, European Union, multi-criteria taxonomy.

Резюме. *Целью обследования является оценка социально-экономической ситуации Польши на фоне стран Европейского союза (ЕС) и выделение типологических групп стран похожих друг на друга в отношении к уровню развития. В статье использовались два подхода. Первый из них касался классификации стран с социальной и экономической точки зрения. Линейное расположение стран было проведено с использованием метода основанного на медиановом векторе Вебера, в то время как типологические группы выделились с использованием метода трех медиан, а также предложенным авторами методом анализа разниц величин таксономического измерителя развития. Целью второго подхода было деление стран ЕС на типологические группы одновременно похожи друг на друга в отношении к признакам характеризующим оба подхода. Для выделения типологических групп в этом случае использовалась многокритерийная таксономия. Данные для анализа происходили из публикаций ЦСУ и Евростата.*

Ключевые слова: социально-экономическая ситуация, медиана Вебера, Европейский союз, многокритерийная таксономия.

David McCandless: *Informacja jest piękna* 225 stron, PWN, Warszawa, grudzień 2015 r.

Pod takim tytułem ukazała się książka D. McCandlessa (2015), dziennikarza angielskiego specjalizującego się w wizualizacji informacji, autora wielu prac poświęconych tej tematyce (D. McCandless, 2012, 2014). Jest to unikalna publikacja na temat informacji. Jej wyjątkowość polega na tym, że spośród 225 stron zaledwie ok. 10 zostało zapisanych tekstem, pozostałe zaś to graficzna ilustracja wybranych fragmentów rzeczywistości, w której liczby i słowa stanowią jedynie uzupełnienie. Autor zebrał ilustracje graficzne treści informacyjnych z różnych źródeł. We wstępie pisze: *Zasypany informacjami, próbowałem znaleźć jakiś lepszy sposób, żeby ogarnąć je wzrokiem i zrozumieć*. Wybór padł na graficzną wizualizację rzeczywistości jako formę preferowaną przez człowieka współczesnego. Człowiek ma najlepiej rozwinięty zmysł wzroku, co sprawia, że ilustracja graficzna jest dla niego najbardziej zrozumiała — jeżeli nie zawiera nieznanego symboli.

Czytelnik znajduje w książce piękne obrazy świata, w którym żyje. Śledzi w niej informacje na rozmaite tematy, np.: *jakie są najbardziej popularne teorie spiskowe? Czym jest świadomość według różnych teorii naukowych? Jakie książki powinien znać każdy człowiek? Jakie ryby morskie nadają się do jedzenia? Kim były żony największych dyktatorów?* (z opisu wydawcy).

Zebrane dane zostały zobrazowane za pomocą infografiki ułatwiającej odbiór i zrozumienie treści. Autor przedstawił ponad sto infografik pogrupowanych w dwunastu kategoriach:

- POP (zbiór różnych popularnych tematów) — książki, które powinien przeczytać każdy, poziom inteligencji, typy zarostu, najpopularniejsze imiona, międzynarodowe „numery jeden”, co i gdzie jest traktowane jako najważniejsze i inne;
- sieć — co Chiny cenzurują w Internecie, szybki Internet, sporne artykuły itp.;
- myśl — świadomość, etapy rozwoju człowieka, matryca moralności, postmodernizm (wyjątkowo informacja została podana w postaci tekstu), religie świata, 2012 — koniec świata i in.;
- natura — ryby, które można jeść, świadomość ekologiczna, rosnący poziom oceanów, problem oszczędzania wody;
- nauka — ewolucja pecetów, sceptycy wobec globalnego ocieplenia, dawki promieniowania, przyszłość przyszłości;
- zdrowie — świat leków i narkotyków, wpływ płci, ciało z perspektywy, najbardziej niebezpieczne drobnoustroje;

- żywienie — esencja smaku, rodzaje kawy, uwaga kontra nadwaga, kalorie przyjmowane i spalane;
- siła — kto rządzi światem, za każdym wielkim mężczyzną (żony dyktatorów), arsenał filmowy, Bliski Wschód;
- życie — śmierć w XX w., rodzaje związków miłosnych, ewolucja małżeństw w świecie zachodnim;
- film — 22 historie, najbardziej kasowe produkcje Hollywood w latach 2007—2012, najbardziej kasowe produkcje wszech czasów;
- media — z igły widły, sposoby wizualizacji danych, co mówi horoskop;
- muzyka — taneczna, rockowa, zespoły rockowe z największym sukcesem.

Ta różnorodność tematyczna jest powiązana wspólną cechą — prezentacją graficzną. Infografika to, ogólnie ujmując, ilustracja jakiegoś wycinka rzeczywistości za pomocą obiektów multimedialnych, którym została przypisana pewna treść i funkcja w danym obrazie, służąca do zilustrowania, przedstawienia i ukazania wizualnego (czasem do wizualnego wyjaśnienia) tej rzeczywistości. Jest to skuteczna forma komunikacji i przekazywania wiadomości (informacji). Ułatwia zrozumienie świata; z jednej strony pozwala dostrzec i zrozumieć skomplikowane zależności między danymi zamkniętymi w bazach i tabelkach, z drugiej zaś pokazuje nowe historie, które niejednokrotnie zmieniają nasze patrzenie na rzeczywistość. Siła infografiki ujawnia się w szczególności w jej wykorzystaniu w różnych dziedzinach, m.in.: w ozdabianiu czasopism, w biznesie, przemyśle czy reklamie.

Czytelna i dobrze opracowana grafika wzmacnia wymowę liczb. Przekaz staje się bardziej sugestywny. Język liczb jest dla wielu osób „językiem obcym”, ponieważ wymaga treningu myślowego i umiejętności myślenia abstrakcyjnego. Graficzna wizualizacja ułatwia natomiast odbiór opisu, niejako „tłumaczy” obraz liczbowy na obraz graficzny, który nasze oko jest w stanie ogarnąć i uświadomić. Język graficzny nie wymaga tłumaczenia, co najwyżej pewnej legendy wyjaśniającej znaczenie poszczególnych elementów graficznych. Wizualizacja ułatwia też interpretację informacji na różnych poziomach, jak zakłada hermeneutyka na poziomie ogólnego obrazu, jego struktury, roli poszczególnych figur itd. Wieloaspektowość analizy zależy od konkretnego obrazu.

Niejako na marginesie zauważmy, że w społeczeństwie informacyjnym informacja nabiera szczególnego znaczenia, staje się jego kluczowym atrybutem (zasobem, towarem, kapitałem). Sztuka opracowywania dobrej infografiki będzie nabierać znaczenia, a wybijające się zespoły specjalistów będą najprawdopodobniej zaliczane do elit, wśród nich — graficy komputerowi i programiści. Jest to istotny element kultury informacyjnej. Świat coraz bardziej zaczyna mieć charakter audiowizualny i cyfrowy, jako konsekwencja rozwoju technologii informatycznych. W publikacji D. McCandlessa infografika ma te walory.

Naturalnie publikacji można zarzucić pewne uchybienia, jak np.:

- przeładowanie niektórych obrazów nadmierną ilością szczegółów lub nieczytelność (niezrozumiałość) przekazu, np. infografika zatytułowana *12,7 biliona*

dolarów USD. Światowy koszt kryzysu finansowego, gdzie można odnieść wrażenie, że autor ograniczył się do pozostawienia dwóch pustych, nieco podkolorowanych stron. Tymczasem to tak dobrana skala spowodowała, że obraz powiększył się na kilka stron, co wcale nie sprzyja poprawnemu odczytaniu jego treści;

- ze względu na bardzo małą czcionkę niektóre ilustracje wymagają użycia szkła powiększającego w celu odczytania zamieszczonych tam liczb. Sprawia to, że odbiorca przede wszystkim zwraca uwagę na grafikę, a nie na treść;
- w niektórych przypadkach do infografiki należałoby dodać komentarze;
- niekiedy autor usiłuje pokazać zbyt dużo elementów na jednym obrazie, co znacznie utrudnia zrozumienie jego intencji;
- można znaleźć infografiki, w których forma (bogactwo grafiki) dominuje nad treścią. W tych przypadkach przychodzi na myśl wypowiedź Jana Englerta, aktora, reżysera i pedagoga, że po bardzo bogato ilustrowanym wykładzie zapamiętał tylko owe obrazy i nie pamiętał, kto ten wykład przeprowadził ani jaka była jego treść;
- niektóre tematy i infografiki mogą budzić wątpliwości dotyczące treści. Są adresowane do nader wąskiego kręgu osób, jak np. infografika *Trucizna*, obrazująca preferowane w różnych krajach „odtrutki” po nadmiernym spożyciu alkoholu;
- wątpliwości nasuwa już sam tytuł (*Informacja jest piękna*). Czy rzeczywistość jest niematerialna, pojęcie abstrakcyjne, jakim jest „informacja” można oceniać pod względem jej piękna? Rozwikłanie tej wątpliwości wymaga przytoczenia definicji tego pojęcia, ale autor nie zajmuje w tej kwestii żadnego stanowiska. Wydaje się, że słuszne byłoby nadanie publikacji innego tytułu.

Ale perspektywa, jaką otwiera obecny tytuł, inspiruje do spojrzenia na informację także ze względu na jej bogactwo i różnorodność jako na obraz ukazujący otaczającą rzeczywistość, jak również jej stan, zachodzące w niej procesy, występujące zależności czy uwarunkowania itd.

Wizualizacja danych w statystyce to zabieg znany i stosowany od wielu lat, w istocie od początków rozwijania się tej dyscypliny. Od dawna zauważono, że graficzna prezentacja informacji ułatwia percepcję złożonych zagadnień. Za ojca statystycznej wizualizacji niektórzy specjaliści uznają Szkota Williama Playfaira (1759—1823). Jego wykres paskowy, obrazujący wielkość importu i eksportu pomiędzy Szkocją i jej partnerami handlowymi, na którym długość każdego paska była proporcjonalna do wielkości danego towaru (w obranej przez Playfaira skali), sugestywnie informował o wielkości handlu. Ta graficzna prezentacja okazała się dużo bardziej czytelna dla odbiorcy niż tabela prezentująca liczby. *Statystyka pozwala na opisanie świata, ale to grafika statystyczna pozwala pojąć jego sens* — stwierdza P. Biecek (2014).

Książka McCandlessa, ze swoim bogactwem form i kolorów, z pewnością wspomogła rozwijanie tej techniki w opracowaniach statystycznych. Może także

pomóc w unikaniu form i technik, które mogą stać się źródłem błędnych interpretacji.

Warto dodać, że publikacja została wydana w ponad dziesięciu krajach.

Książka Davida McCandlessa nie wyczerpuje opisu rzeczywistości i nie zastąpi innych opracowań. Może wszakże być traktowana jako swoista encyklopedia, jako szczególnie pomocne źródło wiedzy dla młodzieży szkolnej.

Oprac. **prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz** — *Wyższa Szkoła Informatyki Stosowanej i Zarządzania pod auspicjami Polskiej Akademii Nauk*, **mgr inż. Artur Stefanowicz** — *Hewlett Packard Polska*

LITERATURA

- Biecek P. (2014), *Odkrywać! Ujawniać! Objaśniać! Zbiór esejów o sztuce przedstawiania danych*, Fundacja Naukowa SmarterPland.pl, Warszawa.
- McCandless D. (2012), *The Visual Miscellaneum*, HarperCollins, US.
- McCandless D. (2014), *Knowledge is Beautiful*, HarperCollins, UK.
- McCandless D. (2015), *Informacja jest piękna*, tłumaczyła Olga Siara, Wydawnictwo PWN, Warszawa.

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — luty 2016 r.

Tematem spotkania były rozważania o operacie do badań społecznych i propozycje poprawy przestrzennego rozłożenia prób do badań ankietowych, które przedstawił Ireneusz Budzyński, dyrektor Departamentu Metodologii, Standardów i Rejestrów GUS. Omówił też problematykę losowania prób do konkretnych badań społecznych. Zeszłoroczna nowelizacja ustawy o statystyce umożliwiła utworzenie operatu do badań społecznych. Podstawowym źródłem danych pozostają zbiory administracyjne, w tym PESEL, ZUS, KRUS, zbiory krajowej ewidencji podatników, a w planach jest wykorzystanie informacji o odbiorcach energii elektrycznej. Docelowo chodzi o utworzenie zbioru aktualnych danych obejmujących obok adresów zamieszkania również inne cechy badanych podmiotów. Dotychczas wykorzystywano wyłącznie wykaz adresowy, bez informacji, kto znajduje się pod danym adresem, co znacznie komplikowało proces badawczy. Utworzony operat udostępnia ankietnikom metainformację, która pozwala w przybliżeniu ustalić, czy respondent byłby dostępny pod danym adresem w określonych godzinach. Drugi dyskutowany temat obejmował schemat losowania, w którym przeprowadzono szereg usprawnień. Spotkanie miało na celu ocenę działań podjętych przez GUS.

Prof. dr hab. Antoni Rajkiewicz, odnosząc się do kwestii operatu do badań ankietowych, spytał, w jakim kierunku będą podążały zmiany klasyfikacji miejscowości — czy oprócz liczby osób będą one także związane z położeniem geograficznym i dostępnymi rozwiązaniami komunikacyjnymi. Inną sprawą poruszoną przez prof. Rajkiewicza była kwestia odmowy udzielania informacji, skali tego zjawiska (*non-response*) oraz rozwiązań, jakie są wówczas przyjmowane.

Dyrektor Budzyński wyjaśnił, że planowana jest zmiana klasyfikacji miejscowości. Obecnie warstwowanie odbywa się według kryterium wielkości miejscowości i typu miejski/wiejski. Jednakże są takie skupiska dużych miast, które są aglomeracją, np. Śląsk czy Trójmiasto, w odniesieniu do których warto byłoby zmienić te kryteria. Natomiast okoliczności nieuzyskiwania odpowiedzi od respondentów są monitorowane na bieżąco. Wzrost kompletności badań stanowi jeden z mierników jakości badania. Monitorowanie rezultatów będzie towarzyszyć również wprowadzeniu nowych rozwiązań.

Z kolei prof. dr hab. Jan Kordos zwrócił uwagę na stopień komplikacji poruszanego problemu, w tym badań reprezentacyjnych i jakości operatów. Omawiane zagadnienia powinny być przedmiotem szeroko zakrojonych badań naukowych. Prof. J. Kordos podkreślił znaczenie precyzji badania, kwestię rotacji, która jest silnie skorelowana z odmową udzielenia informacji, jak również kwestię pustych operatów i właściwego warstwowania. Z badawczego punktu wi-

dzenia istotna jest odpowiedź na pytanie, w jaki sposób te elementy wpływają na wyniki badań. Program badawczy jest nakreślony w sposób interesujący, uwzględnia istotne aspekty jakości badań reprezentacyjnych w powiązaniu z ich organizacją, ale każdy punkt przedstawionej propozycji wymaga osobnej analizy i badań. Postęp pracy powinien być monitorowany, aby rezultaty badań były na bieżąco publikowane i oceniane.

Dr Bogdan Wyżnikiewicz poruszył trzy kwestie. Po pierwsze przedstawione materiały nie odpowiadają na pytanie, czy duże zróżnicowanie warstw w poszczególnych badaniach ma znaczenie? Ponadto w materiałach bardzo pobieżnie omówiono harmonizację operatów losowania z wymogami unijnymi. Jako przykład wykorzystano Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności, ale nie omówiono harmonizacji w pozostałych badaniach. W kontekście rozważań dotyczących wyboru próby w celu skracania drogi pokonywanej przez ankietera warto rozważyć wykorzystanie metod programowania matematycznego i optymalizacji. Nasuwa się zatem pytanie, co narzuca ustaloną kolejność prowadzenia badań?

Natomiast prof. dr hab. Tomasz Panek wyraził poparcie dla planowanych zmian, argumentując, że aktualnie stosowane podejście, w ramach którego korzysta się wyłącznie z numeru PESEL, nie przystaje do tego, co jest przedmiotem badań. W badaniach budżetu gospodarstw domowych bierze się pod uwagę szereg szczególnych cech. Wzbogacenie dotychczasowej charakterystyki pozwoli na poszerzenie zakresu prowadzonych badań, a nowy operat będzie lepiej odwzorowywał populację. Profesor Panek zwrócił także uwagę na problem braku uzupełnienia próby w ramach badań dochodów i warunków życia. Zaproponował uzupełnianie (dolosowywanie) tej części próby, która odpada w wyniku odmowy odpowiedzi. Mechanizm odmowy jest stały, zatem dolosowywanie próby nie będzie miało wpływu na reprezentacyjność. Problem braku odpowiedzi jest szczególnie niepokojący w przypadku badań regionalnych.

Prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski podkreślił, że dotychczasowy operat losowania pochodził z Krajowego Rejestru Urzędowego Podziału Terytorialnego Kraju, który jest narzędziem administracyjnym. Nowy operat do badań społecznych jest w trakcie budowy, można go więc uzupełniać o wszystkie informacje z badań i etapami wzbogacać. Niewątpliwym problemem jest brak odpowiedzi wśród respondentów, wynikający z trudności bądź braku możliwości dotarcia do respondenta czy też niechęci do uczestnictwa w badaniach. W tym kontekście znaczenie ma przestrzenna alokacja próby i jakość informacji uzyskanych od respondentów. Brak odpowiedniego przeszkolenia i przygotowania ze strony ankietera także wpływa na jakość badania. Dlatego jedną z głównych kwestii jest ulokowanie próby w przestrzeni, tak aby ułatwić organizację pracy ankieterom.

Prof. dr hab. Aleksander Welfe podkreślił, że budowanie operatu do badań społecznych ma fundamentalne znaczenie. Bez jego właściwej struktury łatwo będzie kwestionować badania. Jest to zatem rzecz pierwszoplanowa i kierunek działania

podjęty przez GUS jest właściwy. Publikacja rozwiązań w postaci tekstów o charakterze naukowym w trakcie ich powstawania pozwoliłaby na dyskusję w liczniejszym gronie naukowców.

Dyrektor Budzyński wyjaśnił, że w przypadku braku odpowiedzi w niektórych badaniach wprowadzane są próby rezerwowe. Wówczas najpierw wyczerpuje się dane adresowe w próbie podstawowej, potem wykorzystywane są adresy z próby rezerwowej. Co do harmonizacji sposobu losowania w Unii Europejskiej stwierdził, że przykładowe informacje zawarte są w materiałach. Informacje te zostaną ujednolicone i uzupełnione. W przypadku optymalizacji tras ankietatorów wykorzystywana jest aplikacja dla ankietatorów. Odnosząc się do kwestii rozszerzenia kategorii badań gospodarstw domowych zwrócił również uwagę na to, że dostępne z Ministerstwa Finansów i źródeł administracyjnych dane dotyczące wynagrodzeń mają charakter danych szczególnie wrażliwych.

Robert Wieczorkowski wyjaśniał kwestie związane z europejskim badaniem dochodów i warunków życia (EU-SILC). Wyniki badań trzeba zharmonizować na poziomie unijnym. Obecnie liczebność próby nie jest wystarczająca do użycia wyników dla województw, a procedura dołosowywania nie wystarczy. Niezbędne będzie wprowadzenie zmian — albo zwiększy się wielkość próby, albo podąży w kierunku badań metodami małych obszarów. Z punktu widzenia wielkości próby obowiązuje metodologia Eurostatu. Próby rezerwowe stosowane są do kalibracji wyników, ale ich wykorzystanie podnosi koszty działania w terenie.

Prof. J. Kordos podkreślał również znaczenie statystyki małych obszarów. Obecnie badania takie prowadzi wyłącznie Urząd Statystyczny w Poznaniu.

Prof. T. Panek wskazał na dwa rozwiązania problemu EU-SILC — możliwe byłoby zastosowanie próby rezerwowej albo korekta uzyskanych wyników wagami. W przypadku korzystania z próby rezerwowej koszt badania rośnie, ale precyzja jest nieporównywalnie lepsza. Statystyka małych obszarów też jest dopuszczalnym rozwiązaniem.

Prof. dr hab. Adam Kurzynowski zwrócił uwagę na dwie obecnie powszechne tendencje — podejście globalne, realizowane na potrzeby analiz krajowych i unijnych oraz orientacja lokalna z perspektywą rozwojową w ujęciu środowiskowym. Uwagi dotyczące alokacji próby są bardzo istotne. W przyszłości będzie się wymagać więcej informacji od mniejszych jednostek, dlatego powinny być rozwijane prace nad metodologią badań w gminach.

Prof. A. Kurzynowski opowiedział się za stosowaniem prób rezerwowych. W badaniach, w których losowane były próby zapasowe dawało to zwykle dobry rezultat.

Prof. dr hab. Aleksander Welfe zachęcił do dalszych prac na rzecz określenia obszarów aglomeracyjnych. Zwrócił uwagę na to, że rozwiązania administracyjne nie nadążają za zachodzącymi procesami społecznymi. Warto aktualną wiedzę wykorzystywać na potrzeby operatu, a wstrzymywanie nowych rozwiązań ze względu na zmiany regulacji nie jest słuszne.

Prof. dr hab. Grzegorz Ślusarz z Uniwersytetu Rzeszowskiego zwrócił uwagę na to, że kwestia odmowy udziału w badaniach jest aktualnie jednym z ważniejszych problemów. Warto byłoby się zająć kwestią promocji i popularyzacji badań statystycznych, gdyż świadomy respondent będzie bardziej skłonny wziąć udział w badaniu.

Prof. dr hab. Aleksander Welfe zaproponował test wiedzy statystycznej. Należy się spodziewać, że niechęć do ankietarów będzie rosła i potrzebne będą konkretne działania, aby ten proces zatrzymać. Odnosząc się do kwestii wiązania informacji dotyczących poszczególnych respondentów prof. Welfe pozytywnie ocenił możliwość włączenia do operatu informacji z zeznań podatkowych.

Prof. T. Panek przypomniał, że w badaniach wskaźnika rozwoju gospodarczego dla powiatów uzyskano dostęp do wszystkich danych dotyczących dochodów, tak więc wykorzystanie tego typu informacji jest możliwe.

Dyrektor Budzyński wyjaśniał, że GUS prowadzi już działania o charakterze edukacyjno-promocyjnym, np. organizuje olimpiadę statystyczną wśród młodzieży. Odnosząc się do wskaźników braku odpowiedzi zaznaczył, że nie wynika on wyłącznie z losowania i świadomości społecznej, ale także jakości ankiety.

Prezes GUS prof. Janusz Witkowski stwierdził, że działania dotyczące operatu będą kontynuowane. Obecnie trwają prace nad koncepcją promocji badań ankietowych. Interesujące byłoby przeprowadzenie testu dotyczącego wiedzy statystycznej przy okazji spisu powszechnego. Stosowane dotąd sposoby promocji są dobrze oceniane. W odniesieniu do statystyki w ujęciu lokalnym podkreślił, że GUS jest ograniczony zasadami stosowanymi w europejskim systemie statystycznym. W pierwszym rządzie istotne są dane krajowe.

Problemem w prowadzeniu szerszych badań jest ograniczony potencjał kadrowy i brak rozbudowanych instytutów badawczych. Niektóre tematy można wykonywać w ramach grantów, np. Horyzontu 2020. Statystyka społeczna zmierza do budowy ogólnej regulacji dotyczącej poziomu i zakresu badań. W kwestii odmów odpowiedzi należy kierować się zasadą racjonalizacji celu badań.

Dyskutowane zagadnienia są ważne i wymagają szerszych analiz, dlatego też proponowany jest cykl spotkań poświęconych tej problematyce. Warto byłoby, żeby przynajmniej raz w roku Naukowa Rada Statystyczna zajmowała się problemami skuteczności prowadzonych badań statystycznych.

Kończąc spotkanie przewodniczący Rady prof. Aleksander Welfe zaproponował, aby badania z zakresu stosowania metod reprezentacyjnych finansować z funduszy Narodowego Centrum Badań i Rozwoju. Stanowiłoby to źródło wzmocnienia zespołu metodologów. Naukowa Rada Statystyczna będzie zajmować się tymi kwestiami na początku grudnia 2016 r. Prof. Aleksander Welfe raz jeszcze podkreślił znaczenie publikacji stosowanych rozwiązań metodologicznych i włączenia do dyskusji *in statu nascendi* specjalistów w danej dziedzinie.

XXXIV międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa Analiza Statystyczna 2015*

Od 16 do 18 listopada 2015 r. w Centrum Szkoleniowo-Konferencyjnym Uniwersytetu Łódzkiego odbyła się XXXIV międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa Analiza Statystyczna 2015* (WAS 2015) (*The 34th International Annual Conference on Multivariate Statistical Analysis*, MSA 2015). Organizatorami konferencji byli: Katedra Metod Statystycznych, Instytut Statystyki i Demografii Uniwersytetu Łódzkiego, Polskie Towarzystwo Statystyczne oraz Komitet Statystyki i Ekonometrii PAN. Komitetem Organizacyjnym konferencji kierował Czesław Domański, a obowiązki sekretarzy naukowych sprawowały Anna Jurek oraz Elżbieta Zalewska.

XXXIV konferencja WAS 2015 była objęta honorowym patronatem Prezydenta Miasta Łodzi — Hanny Zdanowskiej. Jej organizacja została dofinansowana przez NBP, PAN, a także urząd miejski — w ramach konkursu ofert na realizację zadania publicznego w zakresie przeprowadzenia działań zmierzających do przekształcenia Łodzi w centrum wydarzeń naukowych i edukacji wyższej o znaczeniu międzynarodowym oraz propagujących osiągnięcia naukowe Łodzi. Partnerem konferencji była także firma StatSoft Polska Sp. z o.o.

Tym razem uczestnicy spotkania zajęli się prezentacją najnowszych osiągnięć z zakresu wielowymiarowej analizy statystycznej oraz doświadczeniami będącymi wynikiem jej stosowania. Szeroki zakres tematów można ująć następująco: rozkłady wielowymiarowe, testy statystyczne, metody nieparametryczne, analiza czynnikowa, analiza skupień, analiza dyskryminacyjna, analiza wariancji i regresji, metody bayesowskie, analizy Monte Carlo, *data mining*, procedury odporne, analiza danych cenzurowanych, rozpoznawanie obrazów, analizy stochastyczne oraz zastosowanie metod statystycznych w naukach ekonomicznych, marketingu, finansach, ubezpieczeniach, rynku kapitałowym, zarządzaniu ryzykiem oraz m.in. w medycynie i opiece zdrowotnej.

W obradach brały udział 93 osoby z ośrodków akademickich w Polsce (Białegostoku, Gdańska, Katowic, Krakowa, Poznania, Szczecina, Torunia, Warszawy, Wrocławia), przedstawiciele GUS, Urzędu Statystycznego w Łodzi, NBP, firmy Bosch i Siemens, a także goście z zagranicy oraz studenci Uniwersytetu Łódzkiego.

Podczas siedemnastu sesji (plenarnych i równoległych), oprócz 2 wykładów zaproszonych oraz 4 referatów w sesji jubileuszowo-historycznej, uczestnicy konferencji wygłosili 59 referatów w języku polskim lub angielskim.

Konferencję otworzył Przewodniczący Komitetu Organizacyjnego Czesław Domański. Uczestników konferencji powitał Jego Magnificencja Włodzimierz

Nykiel — rektor Uniwersytetu Łódzkiego, a następnie w imieniu organizatorów zabrał głos Paweł Starosta — dziekan Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego.

Pierwszego dnia spotkania przedstawione zostały dwa referaty zaproszone. Włodzimierz Okrasa (Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie) mówił na temat *Procesu statystycznego jako społecznego procesu kwantyfikacji*. Drugi wykład *Big Data — nowe możliwości, nowe ograniczenia* przygotowali Krzysztof Najman, Kamila Migdał-Najman oraz Mirosław Szreder (Uniwersytet Gdański), głównie zwracając uwagę na krytyczną ocenę tych możliwości i zagrożeń płynących z upowszechniania takich analiz.

Tradycją konferencji jest prezentacja referatów historycznych poświęconych wybitnym przedstawicielom polskiej myśli statystycznej. Tę część konferencji rozpoczął Tadeusz Gerstenkorn (Uniwersytet Łódzki) referatem pt. *Wspomnienie o Włodzimierzu Krywickim*. Tadeusz Kowaleski (Uniwersytet Łódzki) natomiast omówił *Wątki statystyczne w pracach Jana Długosza*. Wspomnienie o Profesorze Tadeuszu Walczaku, redaktorze naczelnym „Wiadomości Statystycznych”, wygłosił Jan Kordos (Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie). Z kolei Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki) przedstawił sylwetkę *Stanisława Staszica jako sympatyka Łodzi*.

Podczas kolejnych sesji, jak wspomniano wcześniej, zaprezentowano 59 referatów.

Pierwszy temat *Analiza korelacji dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych* przygotowali Mirosław Krzyśko, Tomasz Górecki oraz Waldemar Wołyński (Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu). W badaniu przedstawiono różnorodne współczynniki korelacji między wektorami losowymi oraz ich uogólnienie na wypadek zastąpienia wektorów losowych wielowymiarowymi procesami losowymi.

Grażyna Trzpiot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) wygłosiła referat pt. *Globalne starzenie się — natura ryzyka długowieczności*. Autorka wskazała problemy, które pozwalają lepiej zrozumieć występujące powiązania w sferze zarządzania ryzykiem z punktu widzenia finansowego i ubezpieczeniowego.

Temat *Przestrzenna regresja kwantylowa w analizie umieralności* przygotowały, wspólnie z Grażyną Trzpiot, Agnieszka Orwat-Acedańska i Anna Ojrzyńska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach). Celem referatu było omówienie wpływu wybranych czynników na średnią długość życia w 66 podregionach Polski. W analizie wykorzystano metodę wielorakiej regresji kwantylowej. W wystąpieniu pt. *Wykrycie agresji w zachowaniu osoby w mediach społecznościowych* postawiono hipotezę o występowaniu relacji między agresywnym zachowaniem w świecie rzeczywistym i w Internecie. Autorem był Germanas Budnikas (Uniwersytet w Białymstoku). Alina Jędrzejczak (Uniwersytet Łódzki) oraz Jan Kubacki (Urząd Statystyczny w Łodzi) przedstawili referat pt. *Szacowania wielkości dochodów dla małych obszarów z użyciem modelu Rao-Yu*. Referenci omówili zastosowanie metody estymacji dla małych obszarów z wykorzystaniem metody empirycznego najlepszego liniowego estymatora nieob-

ciążonego (EBLUP), wykorzystującego model Rao-Yu uwzględniający korelację zjawisk w czasie. Tomasz Żądło (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) wygłosił referat pt. *O predykcji charakterystyki małych obszarów dla okresów przyszłych*. W referacie omówiono problem tytułowy na podstawie danych przekrojowo-czasowych z wykorzystaniem dwóch klas predyktorów.

Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) i Tomasz Klimanek (Urząd Statystyczny w Poznaniu) w pracy pt. *Niepełnosprawność w Narodowych Spisach Powszechnych 2002 i 2011 — porównanie zakresu informacyjnego* przedstawili analizę i ocenę zmian w badaniu niepełnosprawności, jakie nastąpiły w okresie międzypisowym zarówno co do metody badania, jak i zakresu informacyjnego. Mirosława Sztemberg-Lewandowska (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *Osiągnięcia uczniów na II—IV etapie edukacji z wykorzystaniem funkcjonalnej analizy głównych składowych* porównała poziom wiedzy uczniów na kolejnych etapach edukacji w latach 2009—2015. W wystąpieniu pt. *Przestrzenna konwergencja feminizacji starości demograficznej w Polsce* Małgorzata Podogrodzka (SGH) podjęła próbę weryfikacji kilku hipotez: populacja mężczyzn starzeje się szybciej od populacji kobiet; maleją przestrzenne różnice w przewadze kobiet w wieku starszym w stosunku do starszych mężczyzn; przestrzenny obraz współczynnika feminizacji nie uległ zmianie. Artur Zaborski (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) przedstawił pracę pt. *Prezentacja zmian zachodzących w preferencjach z wykorzystaniem skalowania dynamicznego*, w której pokazał zastosowanie dwóch metod skalowania dynamicznego do badania zmian zachodzących w preferencjach. Obliczenia przeprowadzono z wykorzystaniem pakietów SPSS i NewMDSX.

Katarzyna Słupor, Tomasz Smolarczyk, Piotr Fabian (Politechnika Śląska) przedstawili temat *Heteroscedastyczna analiza dyskryminacyjna w połączeniu z selekcją cech w budowie modelu ryzyka kredytowego*. Autorzy zaproponowali model oceny ryzyka kredytowego, którego wstępne wyniki wskazują, że ma on dobre własności predykcyjne. Aneta Ptak-Chmielewska (SGH) w referacie *Zastosowanie metod wielowymiarowej analizy statystycznej w bankowości* podjęła próbę krytycznej oceny stosowanych metod statystycznych oraz wskazała na zalety i wady różnego podejścia do budowy modeli oceny ryzyka kredytowego. *Modyfikacja procedury testów wielokrotnych występujących Hochberga-Hommel*, autorstwa Dariusza Parysa (Uniwersytet Łódzki), dotyczyła nowej procedury kontrolującej stopę błędów. Michał Szymczak (Uniwersytet Łódzki) wygłosił referat pt. *Wpływ obserwowalności danych na oszacowania parametrów zmodyfikowanego rozkładu Weibulla*. Autor stosując trzyparametryczny zmodyfikowany rozkład Weibulla przeprowadził analizę na podstawie danych rzeczywistych o urządzeniach AGD.

Marek Walesiak (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w wystąpieniu *Wybór formuły normalizacji wartości zmiennych w analizie skupień* zaproponował procedurę badawczą pozwalającą na wyodrębnienie grup prowadzących do zbliżonych wyników podziału zbioru obiektów na klasy. W referacie *Przedział ufności dla wskaźnika struktury w dwuwarstwowej populacji skończonej Woj-*

ciech Zieliński (SGGW) przedstawił wyniki numerycznych badań własności zaproponowanego przedziału ufności. Józef Dziechciarz (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *Metody statystyki w identyfikacji brakujących kompetencji miękkich* podjął się identyfikacji brakujących kompetencji na podstawie istniejących danych statystycznych, np. dotyczących kapitału ludzkiego.

Bronisław Ceranka oraz Małgorzata Graczyk (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) przygotowali referat pt. *O pewnych własnościach układów doświadczalnych*. Omówiono w nim problematykę związaną z optymalnością chemicznych i sprężynowych układów wagowych. Aleksandra Łuczak (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) w wystąpieniu *Rozmyta i rozszerzona interwałowa metoda TOPSIS. Analiza porównawcza* skoncentrowała się na przedstawieniu i porównaniu możliwości zastosowania TOPSIS do porządkowania liniowego obiektów. W referacie pt. *Wielowymiarowa analiza aktywności ekonomicznej pokolenia 50+ — szanse i bariery* autorka, Justyna Wiktorowicz (Uniwersytet Łódzki), przedstawiła analizę empiryczną przeprowadzoną na podstawie danych indywidualnych z badania ludności przeprowadzonego w ramach Bilansu Kapitału Ludzkiego (2013). Tomasz Bąk (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w pracy *Adaptacyjne losowanie przestrzenne oparte na krigingu* przedstawił teorię tego losowania oraz zweryfikował użyteczność tej metody na danych symulacyjnych.

Andrzej Sokołowski (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) oraz Małgorzata Markowska (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *Iteracyjna metoda liniowego porządkowania obiektów wielocechowych* omówili nową metodę porządkowania obiektów wielocechowych, pozwalającą na ominięcie pewnych niedogodności metody klasycznej. Andrzej Dudek (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w pracy *Porównanie wybranych klasycznych i nieklasycznych metod analizy skupień* podjął próbę określenia wyzwań stojących przed analizą skupień. Przedstawił również wyniki badań symulacyjnych porównujących klasyczne i nieklasyczne metody analizy skupień na zbiorach danych zawartych w różnych pakietach programu R oraz w repozytorium http://www.uni-marburg.de/fb12/datenbionik/data?set_language=en. W wystąpieniu *Miara Residual Wealth at Risk — koncepcja i najważniejsze własności* autorzy, Radosław Pietrzyk i Paweł Rokita (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu), zaprezentowali koncepcję miary RWaR, możliwości jej zastosowania oraz dokonali analizy jej najważniejszych własności. Marcin Fałdziński (Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu) przedstawił temat *Testowanie wsteczne wielowymiarowej wartości zagrożonej*. Celem tego badania było sprawdzenie możliwości testowania wartości szacowanej na wielu poziomach tolerancji jednocześnie.

Izabela Kurzawa i Joanna Stanisławska (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) przedstawiły referat pt. *Zastosowanie regresji kwantylowej do badania zróżnicowania najpilniejszych wydatków gospodarstw domowych w Polsce w relacji miasto-wieś*. Głównym celem wystąpienia była ocena przydatności

regresji kwantylowej w takiej analizie. Mariusz Kubus (Politechnika Opolska) w wystąpieniu *Lokalnie regularyzowana regresja liniowa w wycenie nieruchomości* zaproponował zastosowanie selekcji zmiennych przez regularyzację. Grzegorz Sitek (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie pt. *Estymacja parametrów mieszanin regresji* skoncentrował się na bardzo popularnej metodzie, polegającej na maksymalizacji funkcji wiarygodności algorytmem EM. Anna Lucińska (Uniwersytet Łódzki) w referacie zatytułowanym *Metody wyznaczania hedonicznego indeksu cen malarstwa na polskim rynku aukcyjnym* wykazała, iż specyfikacja modelu regresji odgrywa istotną rolę w wyznaczaniu indeksu malarstwa, szczególnie w przypadku indeksów otrzymanych przy użyciu metody *price characteristics*.

Agnieszka Kozera oraz Romana Głowicka-Wołoszyn (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) przedstawiły referat nt. *Zjawiska autokorelacji przestrzennej w ocenie samodzielności finansowej gmin województwa wielkopolskiego*. Celem wystąpienia była identyfikacja efektów przestrzennych w ocenie samodzielności finansowej gmin woj. wielkopolskiego. Arkadiusz Manikowski (Uniwersytet Warszawski, NBP) przygotował referat pt. *Podejście wielomodelowe w prognozowaniu zapotrzebowania na pieniądź*. Autor poddał analizie możliwości wykorzystania pewnych modeli z uwzględnieniem niskich stóp procentowych i deflacji na przykładzie obiegu gotówkowego w Polsce. W referacie *Warstwy i jednostki losowania pierwszego stopnia w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności* Kamil Wilak (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) zaproponował metodę odtworzenia warstw i jednostek losowania pierwszego opartą na analizie pozostałych zmiennych. Michał Więtczak (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Wykorzystanie skoringu marketingowego w zapobieganiu migracji klientów banków* opisał badanie, którego celem była analiza czynników w największym stopniu wpływających na podjęcie decyzji o zmianie banku.

Zastosowanie metod klasyfikacyjnych w analizach państw Unii Europejskiej (UE) przedstawiono w referacie *Statystyczna analiza czynników determinujących innowacyjność krajów UE*. Autorzy — Elżbieta Roszko-Wójtowicz oraz Jacek Białek (Uniwersytet Łódzki) — wyodrębnili grupę czynników najsilniej wpływających na potencjał innowacyjny krajów członkowskich wspólnoty. Iwona Skrodzka (Uniwersytet w Białymstoku) w wystąpieniu pt. *Gospodarka oparta na wiedzy w krajach Unii Europejskiej — analiza przestrzenna* dokonała przeglądu przestrzennego zróżnicowania poziomu tej gospodarki w 28 krajach UE. Adam Balcerzak i Michał Pietrzak (Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu) w referacie *Jakość instytucji a poziom łącznej produktywności czynników produkcji w Unii Europejskiej* zbadali związek pomiędzy jakością systemu instytucjonalnego a łączną produktywnością czynników produkcji w krajach UE. Artur Mikulec (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Charakterystyka populacji przedsiębiorstw zlikwidowanych w województwie łódzkim* dokonał przeglądu przedsiębiorstw zlikwidowanych na podstawie danych jednostkowych za lata 2001—2014. Jacek Białek (Uniwersytet Łódzki) przedstawiając temat *Aproksy-*

macja indeksu Fishera za pomocą indeksu Lloyda-Moultona: badanie symulacyjne i empiryczne zaprezentował statystyczną analizę czynników wpływających na innowacyjność gospodarki w UE.

Katarzyna Budny (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) wygłosiła referat pt. *Estymacja funkcji momentów wektora losowego opartych na definicji potęgi wektora*, w którym przedstawiła zagadnienie estymacji charakterystyki rozkładu wielowymiarowego. Hanna Gruchociak (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) wygłosiła referat pt. *Próba analizy porównawczej szeregów czasowych na przykładzie chodu pieszych*, którego celem było zbadanie, czy piesi idący w grupie synchronizują ze sobą kroki. Referat pt. *Redukcja efektu brzegowego w estymacji jądrowej dystrybuanty zmiennej losowej* został zaprezentowany przez Aleksandrę Baszczyńską (Uniwersytet Łódzki). Omówiono w nim metody redukcji tzw. efektu brzegowego, pojawiającego się w estymacji niektórych cech funkcyjnych zmiennej losowej. Dorota Pekasiewicz (Uniwersytet Łódzki) w wystąpieniu *Semiparametryczna estymacja bootstrapowa kwantyli rozkładów zmiennych losowych* przedstawiła wyniki badań efektywności zastosowanej procedury i porównań z innymi metodami przedziałowego szacowania kwantyli.

Anna Szymańska (Uniwersytet Łódzki) wygłosiła referat pt. *Zastosowanie modelu Bülmanna-Strauba do estymacji stawek składki netto zależnych od wieku ubezpieczonych w ubezpieczeniu odpowiedzialności cywilnej posiadaczy pojazdów mechanicznych*. Celem pracy było zaproponowanie metody estymacji stawek netto w grupach portfela ubezpieczeń komunikacyjnych OC osób fizycznych utworzonych według wieku ubezpieczonych. Małgorzata Misztal (Uniwersytet Łódzki) w wystąpieniu pt. *O zastosowaniu wybranych technik ordynacyjnych do analizy wyników wyborów parlamentarnych* pokazała, że techniki, takie jak kanoniczna analiza korespondencji czy analiza redundancji można stosować nie tylko w badaniach ekologicznych, ale również w badaniach ekonomiczno-społecznych. Maciej Jewczak (Uniwersytet Łódzki) przygotował temat *Skloność do płacenia za wybrane świadczenia zdrowotne — różnice i podobieństwa metod grupowania*. Istotną częścią wypowiedzi Autora była ocena klastrów pomiędzy zastosowanymi metodami autokorelacji przestrzennej (lokalnymi wartościami statystyk Morana I) oraz wielowymiarowych metod klasyfikacji.

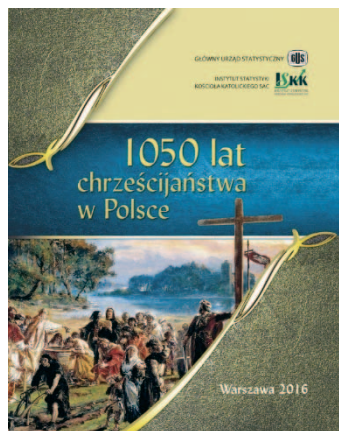
Celem opracowania Elżbiety Gołaty (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) *Dylematy szacunku liczby ludności — implikacje dla rynku pracy* było porównanie szacunków potencjalnych zasobów pracy według danych NSP i Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, z uwzględnieniem korekt, a także własnych szacunków. Iwona Markowicz oraz Beata Bieszk-Stolorz (Uniwersytet Szczeciński) wygłosiły referat pt. *Tablice trwania w bezrobociu*, w którym przedstawiły tablice kohortowe skonstruowane według danych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie. Katarzyna Cheba (Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie) w pracy pt. *Zastosowanie rachunku wektorowego do badania jednorodności czasowej rozwoju obiektów społeczno-gospodarczych* położyła nacisk na identyfikację i analizę czynników o charakterze makroeko-

nomicznym mogących mieć wpływ na zmiany w strategicznych decyzjach lokalizacyjnych przedsiębiorstw w krajach europejskich. Piotr Szczepocki (Uniwersytet Łódzki) przedstawił referat pt. *O numerycznych aproksymacjach funkcji przejścia dla procesów dyfuzji*. Autor omówił problem aproksymacji tej funkcji w przypadku, gdy nie jest znana analityczna postać funkcji przejścia.

Krzysztof Piontek (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w prezentacji tematu *Analiza mocy wybranych testów wstecznych VaR bazujących na szeregach przekroczeń — podejście symulacyjne* przedstawił analizę testów liczby i niezależności przekroczeń w aspekcie ich mocy w przypadku typowych szeregów obserwacji. Jerzy Korzeniewski (Uniwersytet Łódzki) wygłosił referat pt. *Selekcja zmiennych w analizie skupień danych binarnych*, w którym m.in. zaproponował nową metodę selekcji zmiennych. Wojciech Roszka (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) w referacie *Statystyczna integracja badań częściowych — techniki i porównanie metod* przedstawił sposób konstrukcji zintegrowanego zbioru danych, zawierającego obserwację zmiennych nieobserwowanych łącznie w dwóch zbiorach danych z wykorzystaniem parowania statystycznego. Dominik Krężolek (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w wystąpieniu pt. *Miara ryzyka GlueVaR a postawy wobec ryzyka — zastosowanie na rynku metali nieżelaznych* zaprezentował nową miarę ryzyka — GlueVaR, będącą kombinacją liniową miar VaR oraz CVaR.

Grzegorz Kończak i Angelina Rajda-Tasior (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w pracy poświęconej *Monitorowaniu złożonych wielowymiarowych procesów* przedstawili metodę odwołującą się do testu permutacyjnego. Dorota Rozmus (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) zaprezentowała referat pt. *Porównanie stabilności czynnikowej metody odległości probabilistycznej oraz podejścia zagregowanego w taksonomii*. Wioletta Grzenda (SGH) w referacie pt. *Estymacja bayesowska modeli predykcyjnych i jej wpływ na dokładność regresji i klasyfikacji* dokonała analizy skali wpływu informacji *a priori* przy ustalonym zestawie zmiennych objaśniających na wartości przedstawionych miar błędów. Wojciech Łukaszonek (Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Kaliszu) w wystąpieniu *Wielowymiarowa i zdynamizowana klasyfikacja województw na podstawie charakterystyk szkolnictwa wyższego obserwowanych w latach 2002—2013* przedstawił podział na jednorodne grupy województw. Ostatni referat zaprezentowany podczas konferencji wygłosił Czesław Domański pt. *Znaczenie modeli i statystyk w procesie wnioskowania statystycznego*, który również podsumował obrady.

Przewodniczący Komitetu Organizacyjnego Czesław Domański podziękował wszystkim za udział w konferencji i poinformował, że XXXV międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa Analiza Statystyczna, WAS 2016 (The 35th International Annual Conference on Multivariate Statistical Analysis, MSA 2016)* odbędzie się w Łodzi w dniach 7—9 listopada br. Przewodnictwo Komitetu Organizacyjnego tegorocznej edycji objął Czesław Domański, a sekretarzami naukowymi zostali Piotr Szczepocki i Jacek Białek.



Z kwietniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na pozycję pod tytułem „**1050 lat chrześcijaństwa w Polsce**”, która jest owocem 25-letniej współpracy badawczej Głównego Urzędu Statystycznego i Instytutu Statystyki Kościoła Katolickiego. Ukazuje ona rolę i miejsce chrześcijaństwa w dziejach Polski, a także jego znaczenie dla polskiej tożsamości.

Publikacja jest zbiorem kilkunastu artykułów monograficznych, odzwierciedlających opinie autorów, w których wykorzystano opracowania i źródła historyczne, a także wyniki badań statystycznych. Pierwszy rozdział, autorstwa Pawła Milcarka, zawiera opis dwudziestu trzech kamieni milowych (zarówno wydarzeń, jak i postaci) dziejów chrześcijaństwa na ziemiach polskich. Kolejne rozdziały, autorstwa Pawła Ciecieląga, Andrzeja Datko, Bożeny Łazowskiej, Piotra Łysonia oraz ks. Wojciecha Sadłonia, zawierają charakterystykę historii Kościoła w Polsce w okresie ponad dziesięciu wieków. Poruszona w nich została następująca problematyka: struktura wyznaniowa ludności, organizacja Kościoła katolickiego, polscy duchowni chrześcijańscy w służbie publicznej, święci i błogosławieni, miejsca pielgrzymkowe, zakony, życie religijne, terytorialne różnicowanie religijności, działalność charytatywna Kościoła i chrześcijańskie dziedzictwo kulturowe. Książka zawiera również podsumowanie oraz kalendarium najważniejszych wydarzeń w Polsce i w Kościele.

Dużym walorem tego wydawnictwa jest rozległa tematyka ujęta w jednym, bogato ilustrowanym opracowaniu, z licznymi mapami oraz zdjęciami. Autorzy starali się przedstawić dzieje chrześcijaństwa w ujęciu ilościowym, jednak dla niektórych problemów, ze względu na brak danych statystycznych, zaprezentowano opisy historyczne.

Publikacja wydana w wersji polskiej, dostępna jest również na stronie internetowej GUS.

W kwietniu br. ukazały się także: „**Bezrobocie rejestrowane. I—IV kwartał 2015 r.**”, „**Biuletyn Statystyczny Nr 3/2016**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — luty 2016 r.**”, „**Działalność podmiotów posiadających jednostki zagraniczne w latach 2008—2014**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2016 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw 4/2015**”, „**Nakłady i wyniki przemysłu w 2015 r.**”, „**Poland Quarterly Statistics No. 4/2015**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w marcu**

2016 r.”, „Produkcja upraw rolnych i ogrodnich w 2015 r.”, „Skup produktów rolnych w 2015 r. — dane wstępne”, „Wyniki produkcji roślinnej w 2015 roku”, „Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2015 roku” oraz „Wiadomości Statystyczne Nr 4 — kwiecień 2016 r.”.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2016 r.

W I kwartale br. w podstawowych obszarach gospodarki przeważały tendencje wzrostowe. Produkcja sprzedana przemysłu zwiększyła się w skali roku, chociaż w wolniejszym tempie niż w ostatnim kwartale ub. roku. Produkcja budowlano-montażowa była niższa niż przed rokiem (kiedy obserwowano jej wzrost). Wzrosła sprzedaż detaliczna oraz sprzedaż usług w łączności w tempie podobnym do notowanego w IV kwartale ub. roku. Wyższa niż przed rokiem była również sprzedaż usług w transporcie, podczas gdy w poprzednim kwartale odnotowano jej spadek. Ceny towarów i usług konsumpcyjnych oraz ceny producentów w przemyśle i budownictwie nadal kształtowały się poniżej poziomu sprzed roku.

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw w okresie styczeń—marzec br. wzrosły w skali roku w nieco większym stopniu niż w ostatnim kwartale ub. roku. Przy niewielkim pogłębieniu spadku cen konsumpcyjnych umocniła się dynamika siły nabywczej płac. Zwolniło tempo wzrostu nominalnych i realnych emerytur i rent w obu systemach.

Sytuacja na rynku pracy w I kwartale br. była lepsza niż przed rokiem. Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw zwiększyło się w skali roku o 2,6%, tj. szybciej niż w kolejnych kwartałach ub. roku. W urzędach pracy zarejestrowano mniej bezrobotnych niż w okresie styczeń—marzec ub. roku; jednocześnie zmniejszyła się liczba osób skreślonych z ewidencji (wykr. 1). Stopa bezrobocia rejestrowanego obniżyła się do 10,0% w końcu marca br.

Spadek cen towarów i usług konsumpcyjnych w skali roku w I kwartale br. był nieco głębszy niż w IV kwartale ub. roku i wyniósł 0,9%. Po raz pierwszy od wielu lat obniżyły się ceny w zakresie mieszkania. Utrzymał się spadek cen m.in. towarów i usług w zakresie transportu oraz odzieży i obuwia. Wyższe niż przed rokiem były natomiast ceny żywności i napojów bezalkoholowych, rosące od lutego br. (wykr. 2). Skala spadku cen producentów w przemyśle była nieco mniejsza niż w ostatnim kwartale ub. roku, a w budownictwie — nie uległa zmianie.

Produkcja sprzedana przemysłu w I kwartale br. była wyższa niż przed rokiem o 3,0% (wykr. 3). Wzrost notowano w przetwórstwie przemysłowym oraz dostawie wody; gospodarowaniu ściekami i odpadami; rekultywacji, przy spadku produkcji w dwóch pozostałych sekcjach. Zwiększyła się sprzedaż w większości głównych grupowań przemysłowych, najbardziej w produkcji dóbr konsumpcyjnych trwałych oraz inwestycyjnych. Obserwowano spadek produkcji dóbr związanych z energią. W marcu br. produkcja sprzedana przemysłu była o 0,5% wyższa niż przed rokiem (po wyeliminowaniu wpływu czynników o charakterze sezonowym — o 0,8% większa). Produkcja budowlano-montażowa w I kwartale br. była o 13,3% niższa niż przed rokiem (wykr. 4). Spadek obserwowano we wszystkich działach budownictwa. Najbardziej obniżyła się produkcja w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej, gdzie w I kwartale ub. roku notowano znaczny wzrost. W marcu br. produkcja budowlano-montażowa była niższa niż w analogicznym okresie ub. roku o 15,8% (po wyrównaniu sezonowym — o 13,9%). Sprzedaż detaliczna była wyższa niż przed rokiem w I kwartale br. o 4,4%, a w marcu br. — o 3,0%.

Według badań koniunktury gospodarczej w kwietniu br. nastroje przedsiębiorców w przetwórstwie przemysłowym są pozytywne, podobne jak przed miesiącem. Poprawiły się oceny dotyczące bieżącego portfela zamówień oraz produkcji, przy nadal pozytywnych przewidywaniach w tych obszarach. Mniej pesymistyczne są wskazania dotyczące bieżącej sytuacji finansowej, a jej prognozy są nieznacznie korzystniejsze niż w marcu. Podmioty budowlane oceniają koniunkturę mniej negatywnie niż przed miesiącem. Wpływa na to głównie poprawa pesymistycznych ocen bieżącego portfela zamówień, produkcji i sytuacji finansowej oraz bardziej optymistyczne przewidywania w tych obszarach. W handlu detalicznym przedsiębiorcy oceniają koniunkturę pozytywnie, lepiej niż w marcu br. Korzyst-

ne, najlepsze od sierpnia 2008 r., są oceny sprzedaży; utrzymują się optymistyczne przewidywania w tym zakresie. Mniej pesymistycznie niż w ostatnich siedmiu miesiącach oceniana jest bieżąca sytuacja finansowa, a odpowiednie prognozy osiągnęły minimalnie pozytywne wartości. Wśród barier ograniczających prowadzenie działalności podmioty budowlane i przetwórstwa przemysłowego wskazują na większą niż przed rokiem uciążliwość niedoboru wykwalifikowanych pracowników, natomiast w handlu detalicznym — pracowników ogółem. Nastroje konsumentów w kwietniu br. są mniej negatywne niż w poprzednich miesiącach. Poprawiły się wskazania zarówno w zakresie bieżących, jak i przyszłych tendencji konsumpcji indywidualnej, w tym najbardziej — dotyczące oczekiwanej i obecnej sytuacji ekonomicznej kraju.

Na rynku rolnym w I kwartale br. przeciętne ceny większości podstawowych produktów rolnych były niższe niż w analogicznym okresie ub. roku (wykr. 5). Wzrosły jedynie ceny żyta i ziemniaków oraz targowiskowe ceny pszenicy i żywca wołowego. Szacuje się, że uprawy ozime przezimowały gorzej niż w roku ubiegłym. Znacznie gorzej przezimował rzepak i rzepik oraz jęczmień, a nieco gorzej — pszenica i pszenżyto. Wstępne oceny wskazują, że żyto przezimowało bez strat.

W obrotach towarowych handlu zagranicznego (wyrażonych w złotych) w okresie styczeń—luty br. obserwowano nieco szybszy wzrost eksportu niż importu. Wymiana zamknęła się dodatnim saldem, wyższym niż przed rokiem. Zwiększyły się obroty z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE), a obniżyły — z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Wyższy niż przed rokiem był import z krajów rozwijających się, przy spadku eksportu do tych krajów. Wskaźnik terms of trade ogółem w styczniu br. ukształtował się na niekorzystnym poziomie i wyniósł 98,2 (wobec 109,0 przed rokiem).

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

Jan Kordos — Zarys teoretycznego modelu TQM w statystyce oficjalnej 1

BADANIA I ANALIZY

Beata Kraszewska — Wykorzystanie analizy skupień w ocenie zróżnicowania zagrożenia ubóstwem w podregionach Polski 17

STATYSTYKA REGIONALNA

Marek Ręklewski, Dominik Śliwicki — Estymacja dla małych obszarów liczby osób biernych zawodowo w powiatach woj. kujawsko-pomorskiego 37

Jarosław Lira — Wpływ infrastruktury gospodarczej na rozwój przedsiębiorczości na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego 48

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Iwona Bąk, Katarzyna Wawrzyniak — Diagnoza sytuacji społeczno-gospodarczej Polski na tle krajów Unii Europejskiej 63

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

David McCandless: *Informacja jest piękna*, 225 stron, PWN, Warszawa, grudzień 2015 r. (oprac. *Bogdan Stefanowicz, Artur Stefanowicz*) 83

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — luty 2016 r. (oprac. *Barbara Będowska-Sójka*) 87

XXXIV Międzynarodowa Konferencja Naukowa *Wielowymiarowa Analiza Statystyczna 2015* (oprac. *Anna Jurek, Elżbieta Zalewska*) 91

Wydawnictwa GUS — kwiecień 2016 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) 98

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2016 r. (oprac. *Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS*) 100

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

- Jan Kordos* — Outline of the theoretical TQM model in official statistics **1**

SURVEYS AND ANALYSES

- Beata Kraszewska* — Using data clustering in evaluation the diversity of poverty danger in Polish subregions **17**

REGIONAL STATISTICS

- Marek Ręklewski, Dominik Śliwicki* — Estimation the number of economically inactive people in poviats of the Kujawsko-Pomorskie Voivodship using methods of small area statistics **37**

- Jarosław Lira* — The impact of the economic infrastructure on the development of entrepreneurship in rural areas of the Wielkopolskie Voivodship **48**

INTERNATIONAL STATISTICS

- Iwona Bąk, Katarzyna Wawrzyniak* — Diagnosis of the socio-economic situation of Poland against EU countries **63**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

- David McCandless: *Information is beautiful*, 225 pages, PWN, Warszawa, December 2015 (by *Bogdan Stefanowicz, Artur Stefanowicz*) **83**

- Meeting of the Scientific Statistical Council — February 2016 (by *Barbara Będowska-Sójka*) **87**

- XXXIV International Scientific Conference on *Multivariate Statistical Analysis 2015* (by *Anna Jurek, Elżbieta Zalewska*) **91**

- Publications of the CSO of Poland in April 2016 (by *Justyna Gustyn*) **98**

- Information on the socio-economic situation of Poland in the 1st quarter 2016 (by *Analyses and Comprehensive Studies Department, CSO*) **100**

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Ян Кордос</i> — Общие черты теоретической модели TQM в официальной статистике	1
----------------------------------------------------------------------------------------	---

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Бэата Крашевска</i> — Использование кластерного анализа в оценке дифференциации опасности выступления бедности в субрегионах Польши	17
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Марек Ренклевски, Доминик Сьливицки</i> — Оценка для малых домохозяйств числа профессионально пассивных лиц в повятах куявско-поморского воеводства	37
<i>Ярослав Лира</i> — Влияние экономической инфраструктуры на развитие предпринимательства в сельских районах великопольского воеводства	48

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ивона Бонк, Катажина Вавжиняк</i> — Диагностика социально-экономической ситуации Польши на фоне стран Европейского союза	63
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Дэвид Маккандлесс: <i>Информация прекрасна</i> , 225 страниц, PWN, Варшава, декабрь 2015 г. (разраб. <i>Богдан Стефанович, Артур Стефанович</i>)	83
Заседание Научного Статистического Совета — февраль 2016 г. (разраб. <i>Барбара Бендовска-Суйка</i>)	87
XXXIV Международная научная конференция <i>Многомерный статистический анализ 2015</i> (разраб. <i>Анна Юрек, Эльжбета Залевска</i>)	91
Публикации ЦСУ — апрель 2016 г. (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	98
Информация о социально-экономическом положении страны — I квартал 2016 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	100

Do Autorów

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, prezentujące wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej lub ekonometrii. W miesięczniku zamieszczane są również artykuły przeglądowe, popularnonaukowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. Prezentowany w artykule naukowym problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Wyniki studiów przeprowadzanych w artykułach winny oddziaływać na rozwój myśli statystycznej oraz edukacji, wnosząc oryginalny wkład do tej dziedziny.

Zasopismo publikuje także artykuły i opracowania prezentujące informacje o teorii i praktyce statystycznej, jak również o problemach edukacji statystycznej. Dotyczą one: programów badań statystycznych statystyki publicznej, systemu zbierania i udostępniania informacji statystycznych, zastosowań informatyki w statystyce, informacji o konferencjach naukowych, działalności organów doradczych prezesa GUS oraz edukacji statystycznej.

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądanym jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. 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 na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do oceny osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.

- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „guest authorship”.

Stwierdzone przypadki nierzetelności naukowej w tym zakresie mogą być ujawniane. W celu przeciwdziałania zjawiskom „ghostwriting” i „guest authorship” należy dołączyć do przesłanego artykułu oświadczenie, którego wzór zamieszczono na stronie internetowej czasopisma (link do załącznika znajduje się w zakładce „Do Autorów”).

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.

Redakcja zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli Autora.

Informacje dotyczące przysyłania artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim. Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: ogólny opis przedmiotu artykułu, określenie celu badania, przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.
- Prosimy również o podawanie słów kluczowych, w języku polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu warunku przesłania przez Autora oświadczenia.
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub **e.grabowska@stat.gov.pl** lub tel. 22 608-32-25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

Artykuł powinien mieć optymalną objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—20 stron przygotowanych zgodnie z poniższymi wytycznymi:

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubienia czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać podając nazwisko autora i rok wydania publikacji według wzoru: (Kowalski, 2002). Z kolei przytaczane z podaniem stron pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać w przypisie dolnym według wzoru: Kowalski (2002), s. 50—58.
15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania według porządku alfabetycznego według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa, s. 15—26. Każda pozycja literatury wymieniona w wykazie powinna być zakończona kropką.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.