

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
MARZEC 2016

3

w numerze m.in.:

RENATA BIELAK, MAREK CIERPIAŁ-WOLAN, WŁODZIMIERZ OKRASA,
JANUSZ WITKOWSKI

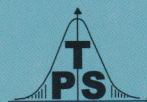
„Statystyka dla lepszego świata” — oczekiwania i trendy. 60. Światowy
Kongres Statystyki, Rio de Janeiro 2015

JACEK BIAŁEK

Ogólna formuła indeksu cen

ARKADIUSZ KOZŁOWSKI

Losowanie zrównoważone i kalibracja



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 Gustyń

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 Gorczycy, 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 wg taryfy operatora.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

STUDIA METODOLOGICZNE

DOI: 10.5604/01.3001.0014.0922

**Renata BIELAK, Marek CIERPIAŁ-WOLAN, Włodzimierz OKRASA,
Janusz WITKOWSKI**

„Statystyka dla lepszego świata”
— oczekiwania i trendy.

60. Światowy Kongres Statystyki, Rio de Janeiro 2015

Streszczenie. 60. Światowy Kongres Statystyki, zorganizowany przez Międzynarodowy Instytut Statystyczny, zgromadził liczne środowisko statystyków i był okazją do prezentacji najnowszych zamierzeń i osiągnięć w dziedzinie statystyki. Rozległa problematyka Kongresu dotyczyła zarówno zagadnień naukowych, metodycznych, jak i praktycznych aspektów działalności urzędów statystycznych. Szczególnym zainteresowaniem cieszyły się dyskusje inspirowane aktualnymi sprawami, m.in. dotyczące zagadnień jakości życia i zrównoważonego rozwoju. Zgodnie z myślą przewodnią Kongresu, tj. „nauki statystyczne dla lepszego świata”, wiele miejsca poświęcono rozważaniom na temat roli statystyki i wyzwaniom związanym z rosnącymi oczekiwaniami informacyjnymi oraz możliwościami korzystania z różnych źródeł danych.

Wśród ponad 1250 referatów przedstawianych podczas Kongresu znalazły się wystąpienia prezentujące polskie doświadczenia dotyczące m.in. statystyki transgranicznej, jakości życia i komunikacji z użytkownikami. Była to doskonała okazja do promocji polskiej statystyki publicznej w międzynarodowym gronie statystyków — teoretyków i praktyków.

Słowa kluczowe: statystyka publiczna, rola statystyki, metodologia badań.

Światowy Kongres Statystyki to wydarzenie organizowane przez Międzynarodowy Instytut Statystyczny (MIS) w cyklach dwuletnich. Kongresy, gromadzące przedstawicieli różnych środowisk (zarówno teoretyków, jak i praktyków), są doskonałą okazją do zaprezentowania najnowszych osiągnięć naukowych, badawczych, metodycznych czy organizacyjnych w dziedzinie statystyki. Jest to zatem forum wymiany wiedzy, poglądów i zamierzeń, ale także okazja do obserwacji, w jakim kierunku zmierzają badania statystyczne i jakie są oczekiwania użytkowników w stosunku do statystyki oficjalnej. W ten sposób MIS wypełnia misję dotyczącą promocji statystyki na świecie oraz wymiany doświadczeń i upowszechniania dobrych praktyk.

Kongres, który w 2015 r. odbył się w Rio de Janeiro, zgromadził blisko 1,6 tys. uczestników reprezentujących 106 krajów ze wszystkich kontynentów oraz różne instytucje związane bezpośrednio lub pośrednio ze statystyką. W wydarzeniu wzięli udział przedstawiciele: nauki, statystyki oficjalnej, stowarzyszeń i organizacji międzynarodowych, a także sektora prywatnego. Program Kongresu obejmował sesje naukowe, spotkania administracyjne, krótkie kursy i spotkania satelitarne. Podczas Kongresu dokonano nominacji nowego prezydenta MIS, którym został Pedro Silva z Brazylii.

PROBLEMATYKA NAUKOWA — WYBRANE NURTY TEMATYCZNE

Na program naukowy Kongresu złożyło się ponad 1250 referatów prezentowanych podczas 282 sesji. Większość z nich zorganizowana była w charakterze sesji zaprogramowanych (tzw. *Invited Paper Sessions*). Zaplanowano również sesje zawierające prezentacje wspomagające (tzw. *Contributed Paper Sessions*), w trakcie których omawiano najnowsze wyniki badań i rozwiązań praktycznych stosowanych w statystyce, zastanawiano się nad nowymi tematami (wyzwaniami) wyłaniającymi się przed współczesną statystyką, a także dokonano wymiany poglądów w ramach dyskusji panelowej. Trzecia grupa sesji była poświęca specyficznym (specjalistycznym) problemom statystyki (*Special Topics Sessions*). Poza tymi sesjami organizowane były wykłady wybitnych statystyków (na ogół na zaproszenie prezydenta MIS) i praktyków — w formie spotkań plenarnych.

Delegaci GUS zostali zaproszeni przez organizatorów do opracowania i przedstawienia referatów w dwóch sesjach (*Special Topics Session*). Pierwsza z nich nosiła tytuł *Information System of Official Statistics — main strengths and challenges*, którą organizowała Eva Lacka, wiceprezes węgierskiego urzędu statystycznego. Na tej sesji zaprezentowane były dwa polskie referaty:

- *Improving communication with users — Polish experience*, autorstwa Renaty Bielak,
- *Challenges of the transborder statistics within the information system of the official statistics*, autorstwa Marka Cierpień-Wolana.

Rolę zaproszonego dyskutanta w tej sesji pełnił prezes GUS Janusz Witkowski.

Druga sesja z udziałem przedstawicieli statystyki polskiej nosiła tytuł: *Spatial Aspects of Well-Being: A Cross-National Comparative Perspective*, a jej

organizatorem był reprezentat GUS prof. Włodzimierz Okrasa. W tej sesji zaprezentowany został polski referat pt. *Individual and Community Well-Being in Transborder Area: Spatial Patterns and Regional Accounts — an exercise from Poland and Ukraine*, autorstwa W. Okrasy, M. Cierpień-Wolana i S. Wójcika.

Zaproszonym dyskutantem w tej sesji był Graham Kalton (Stany Zjednoczone).

Wystąpienia prelegentów z Polski spotkały się z dużym zainteresowaniem uczestników obu sesji. Była to znakomita okazja do promocji osiągnięć polskiej statystyki zarówno w zakresie wzmocnienia systemu informacyjnego statystyki publicznej, ze szczególnym uwzględnieniem doskonalenia sposobów komunikowania się z użytkownikami, jak i doskonalenia badań oraz analiz dotyczących ważnych kwestii społecznych (dobrobyt) i regionalnych (badania transgraniczne oraz jakość życia w ujęciu przestrzennym). W naszym przekonaniu problematyka prezentowana przez polskich statystyków będzie aktualna i rozwijana także w przyszłości.

W części naukowej zakres tematyczny Kongresu był bardzo szeroki. Można stwierdzić, że w trakcie prezentacji i dyskusji podejmowano wszystkie aktualnie najważniejsze dla statystyki problemy teoretyczne i praktyczne, tj.:

- teoria i metodologia badań statystycznych,
- statystyka oficjalna we współczesnym świecie,
- jakość życia, w tym w ujęciu terytorialnym,
- rozwój zrównoważony jako wyzwanie badawcze,
- edukacja statystyczna i skuteczne komunikowanie się ze społeczeństwem,
- statystyka w różnych dziedzinach życia społecznego i gospodarczego.

Poszczególne tematy były inspirowane i organizowane przez konkretne stowarzyszenia działające przy MIS. Tematyka dotycząca statystyki oficjalnej mocno zaistniała na Kongresie dzięki dużej aktywności Międzynarodowego Stowarzyszenia Statystyki Publicznej (IAOS). Jest to organizacja, która skupia przedstawicieli statystyki (producentów) i użytkowników danych, a jej głównym zadaniem jest promowanie zrozumienia i postępu statystyki publicznej. Wykazuje dużą aktywność na forum międzynarodowym, korzystając także z obrad Światowego Kongresu Statystyki.

TEORETYCZNE I METODOLOGICZNE PROBLEMY BADAŃ STATYSTYCZNYCH

Zgodnie z coraz powszechniej podzielanym stanowiskiem o nierozdzielności teorii i praktyki w statystyce (wyartykułowanym chyba najcelniej przez Lewina¹, że *nie ma nic bardziej praktycznego niż dobra teoria*), skrótowe omówienie prezentacji poświęconych problemom teoretycznym i badawczo-empirycznym zostało przedstawione w sekcji wspólnej.

¹ Kurt Lewin (1890—1947) — psycholog niemiecko-amerykański, twórca teorii pola, wywarł znaczny wpływ na rozwój nauk społecznych.

Teoretyczne aspekty statystyki

Tradycyjnie jednym z najważniejszych tematów spotkań (kongresów) organizowanych przez MIS jest od dziesiątek lat metoda reprezentacyjna i związane z nią zagadnienia statystyki inferencyjnej, chociaż już ćwierć wieku temu Kish mówił o stuleciu badań próbkowych (pod wymownym tytułem *The Hundred Years' Wars of Survey Sampling*²). Większość prezentacji dotyczących tego tematu poświęcona była specjalistycznym zagadnieniom związanym z próbkowaniem i wnioskowaniem w określonych kontekstach problemowych. Ale też sama metoda, oprócz ujęcia historycznego (a więc według Kisha), była również przedmiotem syntetycznego omówienia przez Rao i Fullera (w ramach plenarnej sesji zorganizowanej przez prezydenta IAOS³), ze wskazaniem na jej współczesne rozwinięcia i wyzwania. Referaty omawiające metodę reprezentacyjną stanowiły znaczącą część w sesjach tematycznych, uwzględniały takie kwestie (podnoszone w prezentacjach Rao i Fullera), jak:

- nowe metody dla złożonych danych sondażowych (możliwe dzięki współczesnej technologii i informatyce),
- wspomagane komputerowo metody powtórzonych próbkowań (*resampling*⁴),
- estymacje dla małych obszarów,
- coraz szersze wykorzystanie danych uzupełniających (*auxiliary data*) pochodzących z różnych źródeł, w tym tzw. Big Data (traktowanych też jako przedmiot zainteresowania dla nowego typu „złożonych” algorytmów⁵).

Spośród innych ogólnoteoretycznych ujęć warto wymienić teorie rozkładów i testów dla różnego rodzaju danych i procesów⁶ czy teorie leżące u podstaw modeli dziedzicznych, stanowiących metodologiczne ramy badań (głównie w naukach ekonomicznych i społecznych, ale też w naukach przyrodniczych, medycznych i rolniczych oraz inżynierskich i fizycznych). Warto podkreślić, że Kongres dostarczył unikalnej okazji do uwidocznienia (niedostrzeganego zazwyczaj) faktu, iż statystyka, jej pojęcia i metody przyczyniają się do międzydyscyplinarnej integracji języka badań empirycznych (w duchu przypisywanego Neymanowi spostrzeżenia, że *statystyka jest służką wszystkich nauk*).

² L. Kish (2003), *Selected Papers* by Graham Kalton, Steven Heeringa (red.), Wiley-Interscience.

³ J. Rao, W. Fuller, *Sample Survey Theory and Methods: Past, Present and Future Directions*.

⁴ Prezentacja z Polski na ten temat, której autorami byli E. Gajecka i J. Leśkow, *Resampling techniques for cyclostationary time series. Long memory, weak dependence and heavy tails perspective*.

⁵ Np. sesja poświęcona *Computational complexity of statistical algorithms suitable for analysis of nonstandard Big Data*.

⁶ Przykładowo, Cz. Domański, *Some remarks on tests of multivariate normality based on measures of shape*.

Metodologia badań statystycznych

Problematyka usprawniania badań statystycznych, stanowiąca drugi, obok nurtu teoretycznego, stała element kongresów, obejmowała trzy główne źródła zmian i postępu w zakresie produkcji oraz dystrybucji informacji i wiedzy statystycznej. Wśród tych źródeł wymienia się: infrastrukturę technologiczno-informatyczną, rosnącą podaż i dostępność danych z nowych źródeł (alternatywnych wobec tradycyjnych) oraz modernizację metod statystycznych. Najbardziej ambitne ujęcia miały charakter kompleksowy, obejmowały te trzy wymiary równocześnie. Przykładem wybijającej się w tym sensie grupy tematycznej były prezentacje poświęcone spisom.

Problematyka usprawnień w zakresie zbierania danych łączyła się zazwyczaj z kwestiami oszacowań i modelowymi ujęciami błędów pomiarowych. Zwracano uwagę na podnoszenie jakości danych już w tzw. „terenie” — poprzez zwiększanie kompletności (zaczynając od adekwatnych, wieloźródłowych operatów, z wykorzystaniem m.in. danych administracyjnych do weryfikacji operatu⁷ lub budowy rejestrów syntetycznych⁸), zapewnienie odpowiedniej stopy odpowiedzi (poprzez „przyjazne respondentowi”, mniej uciążliwe procedury itp.) oraz redukcję braków danych. Zagadnienia błędów pomiarowych były zdominowane przez modele dla zmiennych ukrytych, jak modele klas ukrytych (*latent class model*) dla danych kategorycznych, pozwalające na uwzględnienie prawdopodobieństwa błędnej klasyfikacji.

W obliczu coraz większych trudności związanych z brakami danych (odpowiedzi), szczególne zainteresowanie w metodologii badań sondażowych wydaje się zyskiwać strategia „wyznaczania adaptacyjnego” (albo reaktywnego — *adaptive/responsive design*⁹). Dążąc do dysponowania zrównoważonym zbiorem odpowiedzi (reprezentatywnym wobec populacji, ale mogącym włączać na poziomie oszacowań także informacje z pozasondażowych danych uzupełniających) strategia ta nakazuje łączenie troski o precyzję i dokładność oszacowań z ekonomiką badania i rozpatrywanie alternatywnych podejść (koszty uzyskiwania dodatkowych danych sondażowych *versus* korzystanie z innych dostępnych danych uzupełniających) już na etapie planowania badań. Tym samym następuje faktyczna integracja tych trzech dziedzin (wyznaczanie, zbieranie danych, wnioskowanie) na wstępnym etapie podejmowania decyzji metodologicznych.

Metodologiczne usprawnienia widoczne były też w zakresie specyficznych (dziedzinowych) ujęć teoretyczno-pomiarowych, jak np. konstruowanie mocniejszych i bardziej trafnych skal w badaniach sondażowych i eksperymentalnych, np. z wykorzystaniem IRT (*Item Response Theory*), algorytmizowanej

⁷ D. N. da Silva, Li-Chun Zhang, *Estimation of Coverage Errors Based on Three Data Sources*.

⁸ R. Chambers, *Population Inference Using Linked Data*.

⁹ P. Lundquist, C.-E. Särndal, *Design, data collection and estimation*.

w różnych wersjach, w tym bayesowskiej¹⁰. Inne możliwe podejście to rzetelniejsze wskaźniki socjoekonomiczne, np. indeksów cen konsumpcyjnych i klasyfikacji parytetów siły nabywczej w rachunkach ekonomicznych.

Znaczącymi osiągnięciami szczyły się na Kongresie ujęcia geograficzne oraz identyfikacje przestrzennych wzorów (współ)występowania i koncentracji zjawisk, m.in. ubóstwo czy lokalne oszacowania dochodów¹¹, ale też zjawiska ekologiczne, epidemiologiczne czy rolnicze. Podkreślano wykraczanie poza ich pomiarowo-opisowe charakteryzowanie dzięki włączaniu procedur wnioskowania/estymacji wykorzystujących modele (jak np. te oferowane przez metody estymacji małych obszarów). Obserwowany jest trend rozszerzania tych ujęć w kierunku coraz częściej podejmowanych analiz typu przyczynowego, wykorzystujących dane (i modele) przestrzenno-czasowe.

Zwieńczeniem metodologicznych propozycji był — leżący w dużym stopniu na przecięciu dziedzicznych badań oraz teorii wnioskowania — zestaw nowych ujęć i procedur estymacji dla różnego typu danych i problemów. Przykładowo, wspomnieć można dane ze zbiorów łączonych lub z nietypowych schematów próbkowania (np. w ramach próbkowania złożonego lub próbkowania przestrzennego). Inną ilustracją są dane do badań w specyficznym kontekście problemowym (np. statystyki biznesu czy środowiska naturalnego) lub otoczeniu (np. eksperymenty komputerowe procesów fizycznych).

STATYSTYKA OFICJALNA WE WSPÓŁCZESNYM ŚWIECIE

Współcześnie zmienia się rola statystyki publicznej, zwiększają się oczekiwania wobec niej, a tym samym zadania, które powinna realizować. Jest to efekt nowego sposobu myślenia o statystyce jako o podstawowym narzędziu nie tylko diagnozowania, ale także programowania i monitorowania rozwoju społeczno-gospodarczego, a więc ważnym narzędziu decyzyjnym. O randze statystyki świadczy główne motto ostatniego Światowego Kongresu Statystyki, a mianowicie *Nauki statystyczne dla lepszego świata*, co można interpretować jako uznanie roli statystyki za ważną przesłankę do poprawy jakości życia. Jest zrozumiałe, że taka idea statystyki publicznej natrafia nie tylko na zainteresowanie, ale i potrzeby społeczeństwa, decydentów i innych użytkowników danych statystycznych. Nic więc dziwnego, że w trakcie wielu sesji tematyka dotycząca znaczenia statystyki, jej współczesnych zadań i kierunków doskonalenia pojawiała się bardzo często. Mocno podkreślano rolę statystyki oficjalnej w kreowaniu polityki społeczno-gospodarczej i pomocy w podejmowaniu decyzji, co świad-

¹⁰ Np. F. Torresavilés, *Item Response Theory in WinBUGS using Bayesian Modeling software*. Abdous Belkacem LIBIRT: an open source program for Item Response Theory (<http://libirt.sourceforge.net>).

¹¹ M. Diallo, C. Comari, A. E. Hoszowski, *Local Estimates of Average Household Income in Argentina*.

czy o niezbędności statystyki w procesie kierowania i zarządzania. Coraz powszechniejsza jest bowiem świadomość, że początkiem sukcesu decyzyjnego jest dobra informacja. Z przebiegu dyskusji wynikała także teza o potrzebie bardziej aktywnej roli statystyki oficjalnej w zarządzaniu rozwojem na różnych poziomach organizacji społeczeństwa i to nie tylko w zakresie poznawania rzeczywistości społeczno-gospodarczej, ale też wdrażania najnowszych rozwiązań technologicznych. Ten wątek obrad Kongresu nawiązywał do nowych oczekiwań dotyczących statystyki oficjalnej, wynikających z monitorowania rozwoju zrównoważonego i nowego światowego programu rozwoju przygotowywanego pod hasłem *Agenda post 2015*.

Wśród tematów dotyczących statystyki oficjalnej znalazło się wiele zagadnień niezwykle istotnych z punktu widzenia wiarygodności i użyteczności danych statystyki oficjalnej, jak:

- 1) integracja badań statystycznych w ramach systemu informacyjnego statystyki publicznej, jakość produkowanych danych oraz wiarygodność instytucji statystycznych,
- 2) modernizacja funkcjonowania statystyki na różnym poziomie organizacji,
- 3) szersze wykorzystanie do celów statystycznych alternatywnych źródeł danych, w tym Big Data,
- 4) doskonalenie metodologii i organizacji badań w kontekście nowych uwarunkowań, określanych jako *data revolution*,
- 5) bliższa (lepsz) współpraca z użytkownikami danych, integracja wiedzy i wdrażanie nowych metod pomiaru rzeczywistości społeczno-ekonomicznej.

System Informacyjny Statystyki Publicznej

Problematyka ta była przedmiotem obrad odrębnej sesji specjalnej, na której rozważano (dyskutowano) wybrane problemy składające się na System Informacyjny Statystyki Publicznej (SISP). Doceniono w ten sposób rolę statystyki publicznej, która stanowi niezbędny, a zarazem najważniejszy element systemu informacyjnego państwa i demokratycznego społeczeństwa. Misją statystyki publicznej jest dostarczanie obiektywnych, wiarygodnych, spójnych oraz wysokiej jakości informacji statystycznych o rzeczywistości społeczno-gospodarczej na różnych poziomach społecznej organizacji. Zajmuje się ona zatem gromadzeniem, przetwarzaniem, przechowywaniem, analizą oraz udostępnianiem danych statystycznych. W ten sposób statystyka odpowiada na potrzeby użytkowników krajowych i międzynarodowych.

Aby system informacyjny statystyki publicznej był spójny i efektywny, powinien składać się z wzajemnie powiązanych komponentów umożliwiających sprawne jego działanie i wypełnianie przypisanych mu zadań. Musi także spełniać niezbędne standardy systemowe i statystyczne w zakresie:

- przestrzegania (stosowania) odpowiednich norm badawczych,
- dysponowania bogatymi zbiorami informacyjnymi,

- posiadania właściwej struktury organizacyjnej i technicznej,
- dysponowania odpowiednim systemem przetwarzania i analizy danych,
- korzystania z nowoczesnych metod udostępniania danych,
- przestrzegania ustalonych zasad produkcji statystycznej.

Te warunki funkcjonowania statystyki oficjalnej zostały określone przez Komisję Statystyczną ONZ i uchwalone na specjalnej sesji jako podstawowe zasady statystyki oficjalnej, a następnie w ramach Europejskiego Systemu Statystycznego (ESS) opracowano i wdrożono europejski kodeks praktyk statystycznych. Ustalają one instytucjonalne standardy funkcjonowania statystyki oficjalnej, jak również określają procedury badań statystycznych oraz zasady udostępniania danych statystycznych.

Współcześnie system statystyki publicznej wypełnia więc wiele funkcji, do których należą¹²:

- opracowanie odpowiednich definicji statystycznych dotyczących kategorii ekonomicznych i społecznych, które stanowią normy terminologiczno-pojęciowe,
- opracowanie i stosowanie norm metodologicznych badań statystycznych oraz pomiaru zjawisk i procesów społeczno-gospodarczych,
- opracowanie norm klasyfikacyjnych, nomenklatur, typologii i innych standardów komunikacyjnych ważnych nie tylko dla statystyki,
- zarządzanie rejestrami osób, podmiotów i jednostek terytorialnych oraz bazami danych, które są użyteczne do realizacji badań statystycznych,
- prowadzenie oficjalnych badań statystycznych, także z wykorzystaniem danych dostępnych w źródłach alternatywnych (administracyjne, Big Data itp.),
- udostępnianie danych statystycznych, w tym odpowiednich wskaźników statystycznych i współpraca z użytkownikami statystyki,
- gromadzenie i przechowywanie danych statystycznych i metadanych,
- opracowywanie analiz sytuacji społeczno-gospodarczej na poziomie regionu, kraju i w ujęciu międzynarodowym,
- opracowywanie syntez dotyczących sytuacji makroekonomicznej (rachunki narodowe, dług i deficyt sektora finansów publicznych, projekcje gospodarcze i prognozy demograficzne).

Można więc stwierdzić, że system informacyjny statystyki publicznej to kompleksowa, zintegrowana i zharmonizowana struktura, która poprzez zastosowanie odpowiednich procedur oraz wykorzystanie odpowiednich narzędzi gwarantuje uzyskiwanie, przechowywanie i udostępnianie danych. Wszystkie te rodzaje aktywności statystyki (normy informacyjne, zasoby informacji, systemy informatyczne, struktura organizacyjna systemu) składają się na system informacyjny statystyki publicznej, wyodrębniany (zorganizowany) na różnych poziomach organizacji społecznej, także regionalnym, z uwzględnieniem obszarów funkcjonalnych i przygranicznych.

¹² Oleński J. (2006), *Infrastruktura informacyjna państwa w globalnej gospodarce*, Uniwersytet Warszawski, s. 510 i 511.

Dostępność zasobów informacyjnych statystyki publicznej jest ostatecznym celem i decyduje o użyteczności praktycznej, a także wpływa na jej wizerunek w społeczeństwie każdego kraju. Ma to obecnie szczególne znaczenie, gdyż obserwujemy systematyczny wzrost znaczenia produktów statystyki oficjalnej jako ważnej przesłanki do podejmowania decyzji społeczno-gospodarczych. Jest to związane z potrzebą kompleksowej diagnozy stanu i przebiegu procesów społecznych i gospodarczych jako podstawy opracowania strategii i programów rozwoju, jak również z koniecznością monitorowania efektów podejmowanych działań pod względem skuteczności realizowanych celów.

Ta różnorodność i wielość funkcji statystyki oficjalnej — w kontekście dużych oczekiwań wobec statystyki — wymaga śledzenia mocnych i słabych stron systemu informacyjnego statystyki publicznej. Taka ocena skłania do podejmowania wyzwań w zakresie wzmacniania potencjału statystyki, dostosowywania systemu informacyjnego do zmieniających się uwarunkowań technologicznych oraz rosnących potrzeb użytkowników (także w zakresie interpretacji oraz analizy wyników badań statystycznych), może więc zagwarantować elastyczność współczesnego systemu informacyjnego statystyki publicznej. Myśląc o systemie informacyjnym statystyki publicznej mamy zatem na uwadze wszystkie dziedziny działania (funkcjonowania) statystyki, poczynając od rozpoznania potrzeb użytkowników, poprzez system uzyskiwania i przetwarzania oraz przechowywania potencjału informacyjnego, aż do systemu analiz dziedzinowych i makroekonomicznych (rachunki narodowe) oraz komunikowania się z respondentami i użytkownikami danych statystycznych, z elementami edukacji statystycznej włącznie.

Problematyka ta jest przedmiotem stałej troski międzynarodowej społeczności statystycznej, w tym MIS. Znalazła się ona także na tegorocznym Światowym Kongresie Statystyki i to w dość szerokim zakresie, gdyż w poszczególnych referatach uwzględniono zagadnienia metodologii, infrastruktury informatycznej, organizacji badań, jak i metod upowszechniania danych. Z konieczności referaty podjęły wybrane problemy, ale są one reprezentatywne dla kluczowych komponentów systemu informacyjnego statystyki publicznej w różnym wymiarze przestrzennym.

Rachunki narodowe w systemie informacyjnym statystyki publicznej

Spośród referatów przygotowanych na sesję poświęconą systemowi informacyjnemu statystyki publicznej, dwa dotyczyły problematyki rachunków narodowych, bardzo ważnego obszaru aktywności produkcyjnej statystyki publicznej, wymagającej sprawnego i dobrze zharmonizowanego (zintegrowanego) systemu statystycznego. Pierwszy był przygotowany przez Petera van de Vena, eksperta OECD¹³. Zwrócił on uwagę na to, że na skutek globalizacji mamy obecnie do

¹³ P. van de Ven, *Challenges posed by globalisation: the case for future changes in the System of National Accounts*.

czynienia z wieloma nowymi zjawiskami związanymi z międzynarodową organizacją produkcji. Powoduje to duże wyzwania dla precyzyjnego pomiaru aktywności krajowej i alokacji wielkości produkcji, wartości dodanej i zysku na poziomie krajowym i różnych regionów. W istocie te zjawiska i procesy mają wpływ zarówno na koncepcję, jak i sposób opracowania (oszacowania) rachunków narodowych, ale także na system uzyskiwania danych, organizację badań, kompetencje kadr czy potencjał statystyki. Na tym tle pojawia się duże wyzwanie dla statystyki, tzn. jak doskonalić system rachunków narodowych, aby sprostać zmianom organizacji produkcji wynikającym z globalizacji.

Jak wiadomo SISP poza krajowymi urzędami statystycznymi obejmuje także innych producentów statystyki. Ważnym ogniwem tego systemu są banki centralne i wytwarzane przez nie dane statystyczne. Drugi referat przygotował Bela Simon, przedstawiciel Banku Centralnego Węgier. Jego referat dotyczył zastosowania systemu IT do szacowania rachunków finansowych¹⁴. Na przykładzie Węgier pokazano podział zadań i niezbędny zakres współpracy między bankiem centralnym i urzędem statystycznym. Zaprezentowane w referacie zmiany w sposobie szacowania rachunków finansowych świadczą o poszukiwaniu lepszych narzędzi, metod i sposobów koordynacji (integracji) różnych źródeł danych. To dobry przykład dla innych krajów w dążeniu do doskonalenia systemu statystyki publicznej w poszczególnych jego elementach, w tym przypadku w zakresie rachunków finansowych. Jest to również cenna ilustracja, jak koordynować współpracę różnych partnerów z wykorzystaniem nowych narzędzi informatycznych.

Statystyka transgraniczna jako komponent systemu informacyjnego statystyki

SISP zawiera wiele komponentów i może odnosić się do różnego zakresu terytorialnego. Najczęściej mówimy o systemie statystyki regionalnej, ale coraz częściej zwracamy uwagę na obszary funkcjonalne jako podmiot badań statystycznych i opisu statystycznego. Takim podmiotem funkcjonalnym, z własną specyfiką społeczno-gospodarczą, dynamiką zmian oraz potrzeb informacyjnych, są obszary przygraniczne. Referat Marka Cierpiał-Wolana prezentował właśnie tę problematykę¹⁵. Autor zwrócił uwagę, że na dynamikę zmian społecznych i sytuację gospodarczą istotny wpływ mają zasoby infrastrukturalne nie tylko w dziedzinie energii, transportu i komunikacji, ale także w dziedzinie infrastruktury informacyjnej, która w dobie globalnego społeczeństwa informacyjnego jest warunkiem zrównoważonego rozwoju. Dynamika i współzależność zjawisk społeczno-ekonomicznych, spowodowana głównie przez integrację i dezintegrację we współczesnym świecie, jest szczególnie widoczna w przy-

¹⁴ B. Simon, *Changes in the compilation process and IT system of the Hungarian financial accounts*.

¹⁵ M. Cierpiał-Wolan, *Challenges of the transborder statistics within the information system of the official statistics*.

padku obszarów transgranicznych, gdzie możemy obserwować różne rodzaje asymetrii potencjału między krajami i regionami — w szczególności potencjału technologicznego, gospodarczego i instytucjonalnego. Te różnice mają charakter wielowymiarowy i ponadnarodowy oraz implikacje. Warto zaznaczyć, że procesy zachodzące na obszarach transgranicznych mają zaskakująco duży wpływ na gospodarkę, nie tylko na poziomie mikro i mezo, ale także w kontekście ich znaczącego wpływu na wzrost gospodarczy. W związku z tym unikalny charakter obszarów transgranicznych wymaga stworzenia jednolitej infrastruktury informacyjnej jako bazy wiedzy o nich. Ustanowienie tej infrastruktury informacyjnej powinno obejmować szerokie spektrum zagadnień metodologicznych, które będą przydatne zarówno w krajach objętych, jak i nieobjętych liberalizacją zasad przekraczania granicy (będzie to szczególnie przydatne w krajach posiadających oba rodzaje przejść granicznych, np. na wewnętrznych i zewnętrznych granicach Unii Europejskiej).

Problematyka ta była także przedmiotem obrad specjalnej sesji zatytułowanej „Statystyka transgraniczna — nowa dziedzina statystyki publicznej w zglobalizowanej i opartej na otwartym rynku gospodarce: podstawy teoretyczne, kontekst metodologiczny, praktyczne doświadczenia”. Na tej sesji miał miejsce polski akcent¹⁶ — zaprezentowane zostały nasze doświadczenia w tym zakresie. Polska statystyka publiczna, ma na celu opracowanie spójnego systemu badań dla obszarów transgranicznych, w ramach którego prowadzone są liczne badania poświęcone gospodarstwu domowemu i przedsiębiorstwom (w tym klastrom).

Skuteczne funkcjonowanie takiego systemu wymaga wsparcia w postaci zstandaryzowanych źródeł informacji (statystyczne bazy danych, oficjalne rejestry, inne administracyjne źródła danych, rejestry bankowe, automatyczne pomiary ruchu, inne źródła typu Big Data), a także poprzez tworzenie projektów, które dotyczyć będą nie tylko badań na granicach, ale przede wszystkim będą się skupiać na procesach zachodzących w strefie przygranicznej. Oficjalna statystyka powinna odgrywać najważniejszą rolę w tworzeniu transgranicznej bazy metadanych, w celu zapewnienia standaryzacji, identyfikacji, konsolidacji, integracji, interpretacji, oceny, dokumentowania danych i dostarczania danych procesowych. W celu zaspokojenia popytu na informacje, polska statystyka publiczna podejmuje działania związane z korzystaniem z różnych źródeł informacji, monitorowaniem zjawisk społeczno-gospodarczych na obszarach transgranicznych, a przede wszystkim z poprawą i projektowaniem nowych badań w tym zakresie. Polska statystyka publiczna już w latach 1994—2002 rozpoczęła prace polegające na „budowaniu” spójnego systemu badań statystycznych dotyczącego obszarów transgranicznych. W tym okresie zrealizowano badanie „Ruch graniczny i wydatki cudzoziemców w Polsce oraz Polaków za granicą”, które w kontekście nowych uwarunkowań międzynarodowych wznowiono w 2008 r., a począwszy od 2014 r. realizowane jest w ramach zintegrowanych badań w zakresie podró-

¹⁶ M. Cierpiał-Wolan, *Towards coherent statistical systems of transborder areas — case study of internal and external Eastern border of the European Union*.

ży. Wyniki pokazały istotne różnice w zachowaniu zarówno gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw, a także wskazały na potrzebę stosowania innowacyjnych rozwiązań metodycznych w systemie badań obszarów transgranicznych. Ważne jest również praktyczne zastosowanie takiej infrastruktury informatycznej na poziomie lokalnym, regionalnym, krajowym i międzynarodowym. Wyniki polskich badań, spójnego systemu dotyczącego obszarów transgranicznych dowiodły, że procesy transgraniczne mają znaczący wpływ na wzrost gospodarczy. W związku z tym konieczne jest, aby statystyka transgraniczna została wyodrębniona w systemie informacji statystyki publicznej.

Dobra komunikacja fundamentem wizerunku statystyki

Najważniejszym, ostatecznym celem SISP jest produkowanie i dostarczanie użytkownikom pożądaných (odpowiadających potrzebom) danych statystycznych. Tym samym nowoczesne, przyjazne dla użytkowników metody upowszechniania danych statystycznych mają duże znaczenie we wzmacnianiu wizerunku statystyki publicznej. Zakres informacji udostępnianych przez statystykę publiczną jest coraz większy, dlatego równie ważne dla statystyki jest wsparcie użytkowników we właściwym rozumieniu i prawidłowej interpretacji danych statystycznych. Stąd dyskutowane są działania statystyki na rzecz edukacji statystycznej oraz przyjaznych form upowszechniania danych statystycznych.

Tej problematyce, ze szczególnym uwzględnieniem innowacyjnych rozwiązań technologicznych w zakresie udostępniania danych, poświęcony był referat Renaty Bielak¹⁷. Mówiąc o czynnikach warunkujących efektywną komunikację, prelegentka podkreśliła jej kluczową rolę w działalności każdej organizacji. W przypadku urzędów statystycznych, wiodących dostawców informacji, bardzo istotne jest budowanie odpowiednich relacji z użytkownikami i angażowanie ich w proces komunikacji. Użytkownicy mają świadomość wagi informacji w każdej dziedzinie życia. Podejmowanie decyzji — w prostych, codziennych sprawach oraz w istotnych kwestiach społecznych i gospodarczych — dokonywane jest na podstawie informacji. Od ich dostępności i umiejętności wykorzystania mogą zależeć skutki podejmowanych decyzji.

Szczególnym wyzwaniem dla statystyki jest zapewnienie elastyczności w działaniu i umiejętność dostosowywania oferty informacyjnej do potrzeb użytkowników. Informacja, na którą nie ma zapotrzebowania jest bezużyteczna. Dlatego ważne jest systematyczne poznawanie wymagań użytkowników, ponieważ potrzeby zmieniają się wraz ze zmianą otoczenia, w którym funkcjonujemy. Ponadto niezbędna jest dywersyfikacja oferty informacyjnej z uwzględnieniem potrzeb różnych grup użytkowników.

Bardziej świadomi odbiorcy informacji statystycznych mają coraz większe oczekiwania. Dotyczą one nie tylko zakresu danych i terminu ich publikacji, ale

¹⁷ R. Bielak, *Improving communication with users — Polish experience*.

również formy prezentacji. Rozwój technologii i dostępność narzędzi stwarza nowe możliwości w zakresie udostępniania informacji. Przyjazna i atrakcyjna forma prezentacji niejednokrotnie przesądza o sięgnięciu do zasobów systemu statystyki publicznej jako źródła informacji.

Polska statystyka publiczna systematycznie podejmuje działania zmierzające do doskonalenia sposobów i form udostępniania informacji statystycznych. Zasadnicze zmiany poprawiające komunikację z użytkownikami nastąpiły w okresie ostatnich dwóch lat, kiedy to zostały udostępnione:

- Portal Geostatystyczny,
- System Strateg,
- nowy Portal Informacyjny GUS,
- dziedziczne bazy wiedzy.

Portale¹⁸ te są przykładem systemów innowacyjnych, których zasadniczym celem jest doskonalenie komunikacji z użytkownikami statystyki. Portal Informacyjny i dziedziczne bazy wiedzy służą szybkiemu udostępnianiu szerokiego zestawu informacji opracowywanych w ramach systemu statystyki publicznej, natomiast Portal Geostatystyczny i System Strateg to narzędzia specjalistyczne służące w szczególności konkretnym celom i określonym grupom odbiorców.

Podczas Kongresu zostały zaprezentowane dziedziczne bazy wiedzy i System Strateg. Wyrażając uznanie dla wdrożonych rozwiązań, uczestnicy sesji byli zainteresowani wymianą doświadczeń związanych zarówno z tworzeniem tych narzędzi, jak też ich postrzeganiem przez użytkowników. Szczególną uwagę zwrócili na przydatne narzędzia umożliwiające wizualizację danych w postaci map i wykresów, które w ich przekonaniu stanowią pożądany kierunek rozwoju form udostępniania informacji. System Strateg został odebrany jako rozwiązanie doskonale porządkujące planowanie strategiczne i integrujące informacje związane z tym procesem. Przedstawiciele niektórych urzędów statystycznych wyrażali zaskoczenie, jak odpowiedzialnej roli podjął się GUS, decydując się na stworzenie i utrzymywanie systemu monitorowania rozwoju. Przykład Polski okazał się inspirujący dla przedstawicieli wielu urzędów statystycznych, szczególnie tych, które poszukują interesujących rozwiązań prezentacji danych w układach regionalnych.

Ważnym elementem wystąpienia była część poświęcona edukacji użytkowników. Dostępność informacji nie przesądza bowiem o ich odpowiednim wykorzystaniu. Zrozumienie informacji jest niezbędne dla umiejętnej ich selekcji (zwłaszcza że często mamy do czynienia z problemem nadmiaru danych) i właściwej interpretacji. Tylko świadome korzystanie z informacji pozwoli na wyciągnięcie odpowiednich wniosków z analizowanych danych. Aby zapewnić

¹⁸ Szersze omówienie najnowszych baz danych GUS przedstawiono w artykule Bielak R., Czumań E. (2015), *Monitorowanie rozwoju społeczno-gospodarczego priorytetem statystyki publicznej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8.

zrozumienie udostępnianych wyników badań, użytkownicy powinni mieć dostęp do klarownych definicji i wyczerpujących informacji metodologicznych. Mając świadomość roli edukacji, tworzone przez GUS systemy są wzbogacane o moduły metadanych zawierające wyjaśnienia pojęć statystycznych i wskaźników.

POMIAR DOBROBYTU I JAKOŚCI ŻYCIA

Wśród tematów zaskakujących na uwagę z racji rosnącego znaczenia w statystyce oficjalnej wielu krajów pojawiły się zagadnienia związane z doskonaleniem pomiaru jakości życia i dobrostanu oraz ich roli w badaniach poziomu i warunków życia. Szczególny akcent położono na uzupełnienie tradycyjnych ujęć — odwołujących się do miar obiektywnych (monetarnych, materialnych i innych, w tym wskaźników społecznych) — o miary o charakterze subiektywnym. Coraz większego znaczenia nabierają badania w ujęciu terytorialnym, ze szczególnym uwzględnieniem pomiaru jakości życia w społecznościach lokalnych. Tej problematyce poświęcony był referat przygotowany przez statystyków polskich. Należy sądzić, że tego typu badania będą w przyszłości rozwijać się szczególnie dynamicznie. W tym nurcie badawczym mieszczą się działania statystyki polskiej, a najnowsze osiągnięcia (efekty) zostały zaprezentowane przez W. Okrasę¹⁹ na sesji z udziałem przedstawicieli Chin, Rosji i Ukrainy. Zgodnie z główną tezą referatu o dominującym znaczeniu wymiaru lokalnego dla subiektywnego dobrostanu osób i gospodarstw domowych, miary poziomu (niedo)rozwoju lokalnego — reprezentowane przez wielowymiarowy indeks deprywacji lokalnej (WIDL), obliczony na podstawie danych Banku Danych Lokalnych dla jednostek NUTS 5 — były obiektem odniesienia w analizie różnic pomiędzy wskaźnikami dobrostanu subiektywnego gospodarstw domowych w przygranicznych społecznościach lokalnych (gminach) w Polsce i na Ukrainie. Wykorzystując dane (ok. 1200 gospodarstw domowych) zebrane w ramach badania o charakterze pilotażowym, zrealizowanego w woj. rzeszowskim i rejonie lwowskim oraz woj. mazowieckim (celem dopełnienia transgranicznej perspektywy porównawczej o obszar wewnątrz krajowy), w dwuetapowej analizie dokonano:

- identyfikacji (za pomocą analizy korespondencji) wzorów zależności, w jakiej z charakterystyką otoczenia (według WIDL) pozostają wskaźniki dobrostanu subiektywnego — poziom zadowolenia z życia (ogólnie oraz jego wybranych aspektów) uzupełniony o subiektywną ocenę swojej społeczności lokalnej (poczucie przynależności i opinia o niej). Przeanalizowano różnice w tym zakresie nie tylko pomiędzy Polską i Ukrainą, ale (w niektórych aspektach nawet jako bardziej znaczące) także pomiędzy wzorami zależności specyficznymi dla gospodarstw domowych zlokalizowanych w tzw. pasie przygranicznym (tj. w odległości do 50 km od granicy) i pozostałymi. Wyniki potwierdzi-

¹⁹ W. Okrasa, M. Cierpień-Wolan, S. Wójcik, *Individual and Community Well-Being in Trans-border Area: Spatial Patterns and Regional Accounts — an exercise from Poland and Ukraine*.

ły istnienie efektu „lokalizacji” zarówno w ujęciu makro (międzynarodowym), jak i mezo, czyli efektu transgraniczności, wzmocnionego dodatkowo odmiennością od analogicznych wzorów dla obszaru „wewnętrznego” (woj. mazowieckie). Weryfikując istotność odmienności w zakresie współwystępowania obydwu rodzajów miar (wzorów), w określonych kontekstach rozszerzono analizę o modele ekonometryczne, włączające *explicite* owe zależności (w postaci wyrazu interakcji w równaniu) i znajdując również odmienności specyficzne dla poszczególnego typu miar i kontekstów (przekrojów);

- analizy przestrzennej *sensu stricte*, uwzględniającej geostatystyczne informacje (współrzędne X , Y) określające położenie gospodarstw domowych (grupowo, w ramach gmin). Analizę poprzedzono określeniem — za pomocą wielomianowej regresji logistycznej — czynników wpływu (profi) na status badanych gospodarstw domowych należących odpowiednio do najwyższej i najniższej grupy na danej skali dobrostanu subiektywnego. Zgodnie z założeniem, że nie tylko lokalizacja, ale relacje przestrzenne, jak też istotne źródła wpływu na nie mogą determinować poziom i zróżnicowanie w zakresie poszczególnych aspektów dobrostanu, weryfikowano hipotezę zerową o braku zależności przestrzennej za pomocą eksploracyjnej przestrzennej analizy danych (ESDA — *Exploratory Spatial Data Analysis*), z dwóch punktów widzenia:

- 1) tendencji do występowania klastrów przestrzennych (tzn. czy podobieństwo wartości w danych dotyczących lokalności wiąże się także z bliskością ich położenia), uznając, że generalnie wszystkie miary subiektywnego dobrostanu cechuje wysoka autokorelacja przestrzenna (współczynnik I Morana),
- 2) badania, czy istnieje efekt bliskości/sąsiedztwa w zakresie wpływu określonych czynników na miary dobrostanu subiektywnego, co analizowano za pomocą modelu regresji przestrzennej (przyjmując, że wyraz błędu reprezentuje tzw. opóźnienie przestrzenne). Na ogół uzyskiwano wysoki współczynnik autoregresji przestrzennej (ρ), potwierdzając tym samym istotność efektu przestrzennego dla większości miar, ale z ważnymi odstępstwami od tej generalizacji dla różnych konfiguracji problemu/modelu równania (tzn. dla poszczególnych wskaźników dobrostanu w różnych kontekstach/przekrojach).

Wieloetapowa, opisowa i inferencyjna łączna (wielopoziomowa) analiza danych — poziom indywidualny osób i gospodarstw domowych oraz poziom gmin — potwierdza ważność zależności przestrzennych. W szczególności istotna dla poziomu i zróżnicowania miar dobrostanu subiektywnego jest charakterystyka bezpośredniego otoczenia gospodarstwa domowego i ogólniej, czynników specyficznych dla wymiaru społecznościowo-lokalnego (aproksymowanego przez gminę). Podobieństwo tych rezultatów do uzyskanych w analogicznych analizach prowadzonych w innych krajach może dostarczyć cennych sugestii dla statystyki publicznej. Ich przydatność może być wykorzystana w metodologii

pomiaru subiektywnego dobrostanu na regularnej bazie, przy równoczesnym planowaniu strategii analiz danych w sposób zorientowany na wyjaśnianie zaobserwowanych różnic (podobieństw) w zakresie odpowiednich mierników w rozmaitych przekrojach terytorialnych. Uwzględniając postulat ważności przestrzeni w badaniu dobrostanu subiektywnego (będącego ogólnym przesłaniem omawianych analiz) należy wziąć pod uwagę m.in. następujące czynniki:

- konieczność jej uwzględniania już na etapie konstruowania baz danych poprzez uzupełnianie danych o jednostkach badanych (gospodarstwach domowych i gminach) o tzw. współrzędne geograficzne (X, Y);
- pojmowanie przestrzeni w analizie dobrostanu powinno wykroczać poza uwzględnienie miejsca/lokalizacji i obejmować relacje przestrzenne między nimi;
- wymiar przestrzenny powinien być, w miarę prowadzenia badań na regularnej bazie, uzupełniony o wymiar czasowy — dla potrzeb analiz typu przy czynowego (wymagających ujęcia dynamicznego);
- analizy czasoprzestrzenne powinny uwzględniać *explicite* „zagnieżdżoną” strukturę danych o dobrostanie subiektywnym w ramach społeczności lokalnych, tzn. wielopoziomowe modele przestrzenne, których zastosowanie byłoby uwieńczeniem omawianych badań wraz z uzyskaniem odpowiednich danych (spełniających przede wszystkim założenie losowości, czego nie można było zapewnić w przypadku tych analiz, podjętych głównie w celu zademonstrowania określonej strategii badawczej na wyrywkowo dostępnym materiale).

ROZWÓJ ZRÓWNOWAŻONY

Zapewnienie rozwoju zrównoważonego to wyzwanie o charakterze globalnym, które wymaga zintegrowanych działań oraz współpracy wielu środowisk: instytucji, grup interesów i przedstawicieli różnych sektorów, przy kluczowym zaangażowaniu organów władzy jako koordynatorów tych działań. Przykładem globalnego przedsięwzięcia na rzecz rozwoju zrównoważonego jest inicjatywa ustanowienia Agendy rozwoju po 2015 r., podjęta przez ONZ.

Koncepcja rozwoju zrównoważonego ma wieloletnią historię, a jej upowszechnienie zostało zapoczątkowane przez raport Światowej Komisji do Spraw Środowiska i Rozwoju (tzw. raport Komisji Brundtland) z 1987 r. Od tego czasu w dyskusjach dotyczących rozwoju społecznego i gospodarczego zaczęto uwzględniać również wymiar środowiskowy, jako warunkujący możliwości zapewnienia trwałego rozwoju w długim okresie. W kolejnych latach polityka rozwoju stawała się coraz wyraźniej ukierunkowana na wyzwania zrównoważonego rozwoju, do czego dopingowały (czy nawet zobowiązywały) ogólnoświatowe ustalenia, w szczególności przyjęte w:

- 1992 r. — Szczyt Ziemi — *Agenda 21*;
- 2000 r. — Szczyt ONZ — *Deklaracja Milenijnych Celów Rozwoju*;

- 2012 r. — Szczyt Rio+20 — raport *Przyszłość jakiej chcemy*;
- 2014 r. — ONZ — raport *Droga do godności do 2030 r.*

Doświadczenia i wnioski płynące z dotychczasowych inicjatyw zaowocowały ustanowieniem (w końcu września 2015 r.) nowej Agendy na rzecz zrównoważonego rozwoju po 2015 r. (*Transforming our world: The 2030 Agenda for Sustainable Development*²⁰). Podstawowe przesłanie wynikające z tego dokumentu to dążenie do rozwoju zapewniającego partnerstwo i dobrobyt dla wszystkich, aby „nikt nie pozostawał w tyle”. Ta fundamentalna idea wymaga, aby we wdrażanie Agendy zaangażowane były wszystkie kraje, dlatego jedną z przesłanek wyznaczania celów było zapewnienie, że będą one dotyczyć zarówno krajów wysoko, jak i słabo rozwiniętych — inaczej niż w przypadku Milenijnych Celów Rozwoju (*Millennium Development Goals* — MDG), które w zasadzie odnosiły się wyłącznie do krajów słabo rozwiniętych.

Bardzo ważnym aspektem ustanowienia Agendy jest system monitorowania realizacji jej celów. Świadomość znaczenia tego elementu była poparta doświadczeniami wynikającymi z wdrażania MDG, gdzie nie zadbano o stworzenie systemu wskaźników monitorujących. W efekcie ocena stopnia realizacji MDG okazała się zadaniem bardzo trudnym i jako rozwiązanie przyjęto raportowanie na podstawie wskaźników Banku Światowego. Aby uniknąć powielania tych błędów, w proces ustanawiania Agendy Post-2015 od początku zaangażowana została Komisja Statystyczna ONZ, której powierzono stworzenie systemu monitorowania celów zrównoważonego rozwoju.

Zgodnie z przyjętym założeniem monitorowanie Agendy będzie się odbywać na trzech poziomach: globalnym, regionalnym (rozumianym np. jako grupy krajów lub ugrupowania międzynarodowe) i lokalnym (krajowym, gdzie wiodącą rolę będą pełnić urzędy statystyczne). W celu wypracowania zestawu wskaźników na poziomie globalnym, w ramach ONZ została powołana specjalna grupa ekspercka do spraw wskaźników zrównoważonego rozwoju²¹. W skład grupy weszli przedstawiciele 22 krajów reprezentujących różne regiony świata. Termin Kongresu zbiegł się z intensywnymi pracami nad ustaleniem wskaźników monitorujących, dlatego dyskusja była zdominowana sprawami związanymi z organizacją i koordynacją tego procesu. Zwracano uwagę na dylematy związane z doborem wskaźników, wynikające przede wszystkim z następujących pytań:

- czy należy uwzględniać wskaźniki proste, łatwo interpretowalne, ale informujące o wąskich fragmentach rzeczywistości czy raczej wskaźniki złożone, syntetycznie obrazujące określone zjawiska, ale trudniejsze w interpretacji;
- jak obszerny zestaw wskaźników będzie najkorzystniejszy do efektywnego monitorowania;
- jak postąpić w sytuacji, gdy porównywalne międzynarodowo wskaźniki nie odzwierciedlają istoty celu, do którego je zaproponowano, a inne propozycje są aktualnie niedostępne?

²⁰ <https://sustainabledevelopment.un.org/post2015/transformingourworld/publication>.

²¹ Informacje na temat działalności i stanu prac grupy są dostępne na stronie: <http://unstats.un.org/sdgs/iaeg-sdgs>.

Odpowiedzi na te pytania nie są łatwe i oczywiste, a każdy wybór ma swoje zalety i wady. Dyskusje podczas Kongresu potwierdziły wcześniejsze uzgodnienia dotyczące systemu monitorowania — zestaw wskaźników będzie propozycją kompromisową, która nie jest przyjęta na cały okres realizacji Agendy, ale będzie weryfikowana i doskonalona w miarę wypracowywania lepszych mierników.

Oprócz rozważań metodologicznych zwracano uwagę na organizację monitorowania, pytając o umocowanie i praktyczne zaangażowanie krajowych urzędów statystycznych (biorąc pod uwagę trzy poziomy monitorowania). Te kwestie wymagają uzgodnienia i zaplanowania z odpowiednim wyprzedzeniem, aby umożliwić urzędowi odpowiednie przygotowanie do nowych zadań.

Podkreśleniu znaczenia solidnych danych do monitorowania towarzyszyło zrozumienie, jak dużym wyzwaniem dla statystyki jest zapewnienie odpowiednich informacji. Trudności wynikają chociażby ze zróżnicowanego stopnia rozwoju systemów statystycznych w rozmaitych krajach. Niewątpliwie istotne jest wsparcie mniej zaawansowanych systemów statystycznych, ale jednocześnie dalszego rozwoju wymagają dzisiejsi liderzy. Potrzeba poszukiwania nowych miar postępu (w szczególności wskaźników postępu społecznego uzupełniających PKB) wiąże się ze stałym doskonaleniem prac badawczych. Kolejnym istotnym zadaniem stojącym przed urzędami statystycznymi jest poszukiwanie alternatywnych źródeł danych (szczególnie Big Data) i analiza możliwości ich zastosowania w procesie produkcji statystycznej. Jeśli do tych działań dołożymy doskonalenie metod i technik przetwarzania danych, to powstaje obraz wyzwań określanych jako *data resolution*. Cechą wyróżniającą tej fazy statystyki — dostosowanej zarówno do lawinowej podaży nowego typu danych, jak i do korzystania z nowoczesnych technik uzyskiwania i analizy danych — ma być poprawa dostępu do aktualnych, rzetelnych i adekwatnych wobec potrzeb danych. Dodatkowo (a może przede wszystkim) należy podkreślić, że będą one w coraz większym stopniu tworzone we współpracy statystyków z różnymi organizacjami międzynarodowymi i krajowymi, w tym społeczeństwa obywatelskiego, nauki i gospodarki.

Uczestnicy sesji poświęconych rozwojowi zrównoważonemu zgodnie stwierdzili, że potrzeby wynikające z monitorowania Agendy Post-2015 kształtują priorytety rozwoju statystyki na najbliższe lata.

BIG DATA JAKO WAŻNE ŹRÓDŁO DANYCH DLA STATYSTYKI PUBLICZNEJ

W ramach modernizacji statystyki oficjalnej, w tym w zakresie organizacji procesu badań statystycznych, dużo miejsca zajmowała kwestia korzystania z alternatywnych źródeł danych, które nie ograniczają się tylko do danych administracyjnych, ale dotyczą także innych źródeł występujących w formie elektronicznej i nowoczesnej technologii. Mamy tu na myśli tzw. Big Data, które od

kilku lat stanowią przedmiot zainteresowania w kontekście możliwości ich wykorzystania przez statystykę. Tej problematyce poświęcono kilka sesji, z różnymi aspektami merytorycznymi i prezentacją prób zastosowania tych danych w praktyce oraz rozwiązań metodologicznych niezbędnych przy posługiwaniu się tak ogromnymi zbiorami danych.

Termin Big Data został zdefiniowany przez UNECE jako duża liczba szybkich i różnorodnych danych, które wymagają wydajnych, innowacyjnych form przetwarzania. Obecnie coraz częściej zaczynają one być wykorzystywane do tworzenia polityki informacyjnej. Wszyscy autorzy sesji zgodnie stwierdzili, że w ciągu najbliższych lat wykorzystanie Big Data wpłynie na funkcjonowanie statystyki publicznej, podkreślali związane z tym możliwości i zagrożenia.

Możliwości Big Data wynikają przede wszystkim z ogromnej skali produkcji ogólnodostępnych danych, która jednocześnie wspierana jest przez rozpowszechnianie w coraz większym stopniu urządzeń cyfrowych. Dane pochodzące z różnych źródeł, takich jak portale społecznościowe, telefonia komórkowa czy transakcje on-line charakteryzują się dużą różnorodnością i częstotliwością. Warto podkreślić, że obejmują one ludzkie działania, doświadczenia, pragnienia, zamiary i oczekiwania. Mogą być wykorzystane np. do monitorowania mobilności ludności, sytuacji na rynku pracy, inflacji oraz innych procesów w czasie rzeczywistym. Nowe rodzaje danych, pochodzących z codziennego życia jednostek i społeczności, można wykorzystać także do stworzenia alternatywnych miar ubóstwa i dobrobytu.

Innowacje i udoskonalenia w zakresie technik obliczeniowych, a także coraz większa moc obliczeniowa urządzeń pozwalają porządkować te ogromne i złożone strumienie danych. Autorzy wystąpień zwracali uwagę, że w wielu krajach służby statystyki publicznej borykają się z trudnościami finansowymi, technicznymi i niewystarczającymi kompetencjami statystyków, ale także z problemami wynikającymi z uwarunkowań zewnętrznych, takich jak regulacje prawne czy ochrona danych osobowych, które generują ograniczenia w dostarczaniu podstawowej statystyki. Coraz częściej podkreśla się, że Big Data stanowi szansę dla statystyki, ale nie zapomina się także o swoistym rodzaju zagrożenia dla statystyki publicznej.

Tak czy inaczej wykorzystanie tego typu danych stanowi znaczne wyzwanie dla tradycyjnych form zbierania i przetwarzania danych w urzędach statystycznych, ze względu na ilość, czas uzyskiwania i szybkość ich przetwarzania. Wyraźnie jednak podkreślano, że internetowe źródła danych, oparte na systematycznym monitorowaniu i rejestrowaniu transakcji dotyczących jednostki obserwacji w określonej populacji, wydają się oferować oczywiste korzyści dla oficjalnej statystyki. W rzeczywistości wymagają jednak zmiany sposobu myślenia i dostosowania infrastruktury do sposobu zbierania i przetwarzania danych. Struktura tych danych jest zazwyczaj zestandaryzowana pomiędzy krajami i jednolita lub łatwa do znormalizowania. Mogą więc stanowić cenne i szybkie źródło informacji.

Szczególnie, w przypadku Big Data wydaje się również bardziej systematyczna i skoordynowana współpraca organizacji statystycznych na forum międzynarodowym, wymiana dobrych praktyk pomiędzy krajami, realizacja projektów pilotażowych oraz współpraca z uczelniami.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Na Kongresie była licznie reprezentowana tematyka związana z nauczaniem statystyki, tak w sensie uczenia jej jako przedmiotu w szkołach i uczelniach, jak i w sensie wprowadzania do świadomości i rutynowego postępowania w sferach decyzyjnych polityki i biznesu oraz podnoszenia kultury statystycznej obywateli w wielu krajach (także w najbardziej zaawansowanych). Kwestie te łączyły się w niektórych sesjach z dyskutowaniem roli statystyki, danych i metod statystycznych oraz statystyki jako profesji w szerszych, pozabadawczych kontekstach jej zastosowań. Podkreślano, że w tym sensie statystyka wymaga stałego doskonalenia w wykorzystaniu nowych środków i sposobów uatrakcyjnających i ułatwiających jej obecność, poprzez stałe usprawnianie technologiczne współdziałania producentów danych, na czele z instytucjami statystyki oficjalnej, z partnersko traktowanymi użytkownikami. W tym kontekście dostrzeżono rosnącą odpowiedzialność statystyki oficjalnej za precyzyjne definiowanie rozwiązań metodologicznych badań, a także formalny status nowych źródeł danych.

Wymiar edukacyjny w działalności statystyki znajduje także odzwierciedlenie w systematycznym podnoszeniu kwalifikacji i kompetencji pracowników statystyki. W szczególności w dziedzinach, które podlegają modernizacji i definiują nowe wyzwania dotyczące statystyki. Jest to sytuacja odpowiadająca współczesnej statystyce, wobec której określone są nowe oczekiwania i która musi doskonalić konkretne działania zarówno w poszukiwaniu nowych źródeł danych, jak i lepszego wykorzystania potencjału istniejącego w statystyce. Ta problematyka była także przedmiotem dyskusji, w tym w ramach jednej dyskusji panelowej poświęconej refleksji na temat, czy kierownictwo i pracownicy statystyki są przygotowani do podejmowania nowych wyzwań i co należy zrobić, aby im sprostać?

Statystyka funkcjonuje w nowych i dynamicznie zmieniających się warunkach (otoczeniu) technologicznych, możliwościach dostępu do nowych źródeł danych (Big Data) oraz organizacji procesu badawczego. Te uwarunkowania stwarzają potrzebę działań określanych mianem *data revolution*, które mają poprawić jakość danych statystycznych i informacji dostępnych dla obywateli i instytucji. Jest to szczególnie istotne z punktu widzenia dyskutowanej Agendy Post-2015 — perspektywy obejmującej rosnące oczekiwania wobec statystyki oficjalnej w zakresie informacji niezbędnych dla procesów rozwoju zrównoważonego. Te działania — jak podkreślono w raporcie Sekretarza Generalnego ONZ — obejmują wiele zadań dotyczących modernizacji procesu produkcyjnego statystyki, innowacyjności w uzyskiwaniu danych statystycznych oraz upowszechnianiu informacji statystycznych, a także metod wdrożenia tych zadań w ramach odpowiedniej strategii rozwoju statystyki.

Są to zadania ogromnie wymagające, biorąc pod uwagę liczbę celów i zadań oraz warunki realizacji, dlatego systemy statystyczne poszczególnych krajów muszą się odpowiednio przygotować. W istocie oznacza to, że statystyka musi się doskonalić oraz budować nowy potencjał i zdolności realizacyjne w wielu wymiarach, ale przede wszystkim w zakresie kompetencji pracowników. Wobec nowych wyzwań pojawia się potrzeba zmiany profilu kompetencyjnego statystyków, który — jak podkreśla Peter Everaers — musi uwzględniać: umiejętności analityczne i komputerowe, znajomość zasad dobrej jakości i reguł etycznych w statystyce, kompetencje zarządcze i umiejętności dobrego komunikowania się z otoczeniem (partnerami). Te i inne kwalifikacje statystyków będą miały istotny wpływ na możliwość realizacji współczesnych zadań statystyki, ale kluczowe znaczenie będą miały umiejętności przywódcze szefów urzędów statystycznych.

Największym wyzwaniem dla efektywnego przywództwa jest zarządzanie zmianą organizacji, która podlega ciągłej ewolucji (rozwojowi) stymulowanej przez otoczenie zewnętrzne (nowe potrzeby informacyjne i nowe źródła danych oraz możliwości produkcyjne). Najważniejsza kwestia to bezpośrednie zaangażowanie kierownictwa w modernizację statystyki. Przywództwo oznacza zatem wiedzę i kompetencje merytoryczne, ale także umiejętność wyznaczania celów i sprawnego zarządzania, a nade wszystko zdolność budowania oraz właściwego wykorzystania potencjału organizacji. Jest to wyzwanie, które dotyczy wszystkich urzędów statystycznych i wszystkich organizacji zajmujących się statystyką.

Jednym z kluczowych zadań statystyki publicznej jest więc przygotowanie instytucji, a w szczególności pracowników statystyki na różnych poziomach organizacji statystycznej do realizacji nowych wyzwań. W niektórych urzędach podejmowane są próby stałego doskonalenia zarówno umiejętności kadr statystycznych, jak i odbiorców statystyki w zakresie uznanych za szczególnie ważne dziedzin jej zastosowań (np. w Irlandii — Dyplom w Statystyce Oficjalnej dla Ewaluacji Programów²²). W Polsce mamy tę świadomość od dawna, gdyż od 25 lat jesteśmy w ciągłym procesie modernizacji i doskonalenia naszego systemu statystycznego. Działania w zakresie podnoszenia kompetencji statystyków prezentowaliśmy na Kongresie podczas jednego z paneli.

W ramach opracowanego systemu edukacji statystycznej realizujemy kilka zadań skierowanych zarówno do pracowników statystyki, jak i do naszych partnerów (użytkowników danych statystycznych), a mianowicie:

- budowanie świadomości nowych wyzwań i stawianie nowych celów przed statystyką (opracowano wiele dokumentów koncepcyjnych, m.in. *Kierunki rozwoju polskiej statystyki publicznej do roku 2017* oraz *Koncepcja organizacji badań statystycznych do 2020 r.*);
- organizowanie zespołów przygotowujących nowe rozwiązania i nowe narzędzia (IT, organizacja badań, doskonalenie analiz, poprawa komunikacji, wzmocnienie wizerunku, realizacja projektu zarządzania przez cele);

²² J. Dunne, *Establishing a Diploma in Official Statistics: Overcoming the potential challenges and obstacles*.

- wdrożenie nowych produktów i narzędzi wspomagających statystyków i użytkowników danych statystycznych;
- zwiększanie kompetencji pracowników z wykorzystaniem następujących metod i form edukacji: portal e-learning, szkolenia dla różnych grup kompetencyjnych pracowników, studia doktoranckie, podyplomowe studia w zakresie analiz, współpraca międzynarodowa;
- ścisła współpraca z użytkownikami danych statystycznych na różnych poziomach, w szczególności z mediami i samorządem terytorialnym: konferencje, seminaria, warsztaty, szkolenia oraz bezpośredni kontakt z wykorzystaniem nowo utworzonych w urzędach statystycznych informatoriów, wojewódzkich ośrodków badań regionalnych z zastosowaniem nowoczesnych narzędzi komunikacji (udostępniania danych).

W systemie edukacji statystycznej coraz większą rolę będą odgrywać szkolenia kadry kierowniczej wysokiego szczebla, w celu zbudowania kompetencji umożliwiających wprowadzanie zmian w statystyce publicznej. Takie umiejętności, jak: otwartość na zmiany, odwaga w podejmowaniu większego ryzyka, konsekwentne dążenie do założonego celu, szybkie i sprawne działanie oraz zdolność szybkiego uczenia się i korzystania z dobrych praktyk to podstawa sprawnego liderowania. Działania poszczególnych krajów (krajowych systemów statystycznych) są tutaj decydujące, ale bez wsparcia instytucji międzynarodowych nie uda się zrealizować wszystkich celów. W tych działaniach jest ważne miejsce również dla MIS.

ZNACZENIE KONGRESU DLA POLSKIEJ STATYSTYKI PUBLICZNEJ

Międzynarodowe kongresy statystyczne zajmują stałe miejsce w kalendarzu wydarzeń środowisk i instytucji statystycznych. Hasło przewodnie Kongresu *Nauki statystyczne dla lepszego świata* stanowi motywację i mobilizuje do podejmowania aktywności sprzyjającej ciągłemu doskonaleniu statystyki. Postęp w tym ujęciu oznacza programowanie badań statystycznych uwzględniających wyzwania wynikające z koncepcji zrównoważonego rozwoju oraz jakości życia. Najogólniej mówiąc chodzi o stworzenie statystyki dostosowanej nie tylko do wymagań dzisiejszego świata, ale także przewidywanej przyszłe potrzeby informacyjne.

Z punktu widzenia polskiej statystyki publicznej obecność na Kongresie to doskonała okazja do prezentacji jej osiągnięć i doświadczeń na szerokim, uznanym forum. Przedstawienie szerokiemu gronu uczestników wyzwań podejmowanych w Polsce stworzyło znakomitą szansę do promocji GUS i jego aktywności, które wpisują się w ważną działalność statystyki międzynarodowej. Dyskusje prowadzone z udziałem teoretyków i praktyków dostarczyły cennych wskazówek dotyczących doskonalenia realizowanych prac. Wymiana doświadczeń pozwoliła na nawiązanie nowych kontaktów i stworzyła dodatkowe możliwości

współpracy międzynarodowej, co jest istotne dla rozwoju polskiej statystyki publicznej i wzmacniania jej wizerunku.

Uczestnictwo w Kongresie należy uznać za wartościowe wydarzenie również w kontekście możliwości poznania najnowszych trendów w statystyce. Wysłuchanie prezentacji nt. prac podejmowanych w ośrodkach akademickich oraz krajowych urządach statystycznych (europejskich i pozaeuropejskich) stanowi źródło inspiracji dla doskonalenia statystyki. Możliwość poznania różnorodnych doświadczeń pozwoliła na kierunkowe usystematyzowanie rozwoju polskiej statystyki publicznej i stojących przed nią wyzwań, zwłaszcza wynikających z konieczności sprostania rosnącym oczekiwaniom użytkowników w warunkach postępu technicznego i technologicznego oraz dostępu do alternatywnych źródeł informacji. Spostrzeżenia i wnioski wynikające z Kongresu są analizowane w kontekście możliwości wdrażania nowych trendów i usprawnień w polskiej statystyce publicznej.

mgr Renata Bielak — GUS, **dr Marek Cierpiał-Wolan** — Urząd Statystyczny w Rzeszowie, **prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa** — Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, GUS, **prof. dr hab. Janusz Witkowski** — GUS

Summary. *The 60th World Congress of Statistics, organized by the International Institute of Statistics gathered numerous statisticians and was an opportunity to present the latest plans and achievements in the field of statistics. Extensive problems of the Congress related both to scientific issues, methodological, and practical aspects of statistical offices. A particular interest was the discussion inspired by current issues, including issues relating to quality of life and sustainable development. According to the keynote of the Congress, ie. "Statistical science for a better world", much attention was devoted to reflection on the role of statistics and the challenges of growing informational expectations and possibilities of the use of different data sources.*

Among the more than 1250 papers presented at the Congress were some presenting Polish experiences concerning, among others cross-border statistics, quality of life and communication with users. It was a great opportunity to promote Polish public statistics among international statisticians — theoreticians and practitioners.

Keywords: official statistics, the role of statistics, surveys' methodology.

Резюме. *60. Международный статистический конгресс, организованный Международным статистическим институтом, собрал многочисленную группу статистиков и дал возможность презентации самых новых намерений и достижений в области статистики. Обширные проблемы Конгресса касались как научных и методических вопросов, так и практических аспектов деятельности статистических управлений. Особым*

интересом пользовались дискуссии по актуальным проблемам, в частности касающиеся вопросов качества жизни и сбалансированного развития. В соответствии с основной мыслью Конгресса, т.е. „статистические науки для лучшего мира”, большое внимание было уделено роли статистики и вызовам связанным с растущими информационными ожиданиями, а также возможностью пользования разными источниками данных.

Среди больше 1250 докладов представленных во время Конгресса были также выступления представляющие польский опыт в области трансграничной статистики, качества жизни и коммуникации с пользователями. Это была отличная возможность познакомить международную группу статистиков, теоретиков и практиков, с польской официальной статистикой.

Ключевые слова: официальная статистика, роль статистики, методология обследований.

Ogólna formuła indeksu cen

Streszczenie. *W artykule przedstawiono i poddano dyskusji propozycję ogólnej formuły indeksu cen. Pokazano, że formuła ta spełnia postulaty pochodzące z systemu minimalnych wymagań Martiniego. Pokazano również (analitycznie i symulacyjnie), iż zaprezentowana formuła spełnia test dla granic Laspeyresa i Paasche’ego. W badaniu symulacyjnym przeprowadzono także analizę zmienności generowanych wartości indeksu w zależności od ustalonych parametrów składowych.*

Słowa kluczowe: indeksy cen, aksjomatyczna teoria indeksów cen, uogólnienie indeksu cen.

Pierwsze wersje indeksów cen były formułami nieważonymi. Jednym z pionierów, którzy zaczęli je stosować był francuski ekonomista Dutot. Opublikował on wyniki badań w słynnej pracy *Reflexions Politiques sur les Finances et le Commerce* (Dutot, 1738). Postawiono przed nim problem oszacowania inflacji dla lat 1515—1735 na dworze Ludwika XV. Dutot zaproponował wówczas koszyk dóbr (obejmował m.in.: ceny kurczaka, królika, gołębia, stogu siana, dzienne wynagrodzenie mężczyzn i kobiet, ceny usług) i jako pierwszy zaproponował uśrednienie cen. Jego formuła nie spełnia jednak podstawowego wymogu indeksów cen, mianowicie jej wartości nie zawsze mieszczą się w przedziale wyznaczonym przez najmniejszą i największą wartość cząstkowych indeksów cen.

Nieważonym indeksem, który — jak się uważa — jako pierwszy pokonał tę trudność, był indeks Carli (1764), profesora astronomii w Padwie. Profesor Carli również zmierzył się z problemem oszacowania inflacji dla lat 1500—1750; przyjął koszyk dóbr składający się z trzech składników: wina, oliwy i zboża. Wkrótce jednak dostrzeżono niedoskonałość nieważonych formuł indeksów cen, nie nadawały się bowiem do oceny dynamiki cen w niejednorodnym koszyku dóbr, których konsumowane ilości wyrażone były w różnych jednostkach i przez to traciły na porównywalności. W konsekwencji wielu ekonomistów proponowało własne pomysły ważenia cen dóbr w koszyku i tak powstały formuły: Laspeyresa (1864, 1871), Drobischa (1871), Sidgwicka (1883), Paasche’ego (1874), Palgrave’a (1886), Edgewortha (1887), Marshalla (1887), Walsha (1901), Fishera (1922), Törnqvista (1936) czy Geary’ego (1958) oraz Khamisa (1970).

Wśród wielu różnych kierunków rozwoju teorii indeksów statystycznych (m.in. podejście stochastyczne czy ekonomiczne — Białek, 2012a) bardzo moc-

no osadzone jest tzw. ujęcie aksjomatyczne. W jego ramach określamy pożądane własności matematyczne indeksów (tzw. testy) i szukamy formuły indeksu, który spełniałby możliwie jak najwięcej postulatów. Omówienie testów (postulatów) wobec indeksów statystycznych znaleźć można w pracach: Fishera (1922), Welfego (1966), Krzysztofiaka i Luszczewicza (1997), Balka (1995) czy von der Lippego (2007). Badania aksjomatycznej teorii indeksów nie koncentrują się jednak tylko na uzupełnianiu listy aksjomatów czy poszukiwaniu relacji pomiędzy nimi. Część prac z tej dziedziny skupia się bowiem na poszukiwaniu zarówno formuł ogólnych o wymaganych własnościach (de Haan, 2002; Fattore, 2010), jak również takich formuł szczególnych, które spełniają możliwie najwięcej pożądanych aksjomatów (von der Lippe, 2007).

Celem artykułu jest omówienie proponowanych w literaturze przedmiotu ogólnych formuł indeksów cen oraz propozycja własnej formuły, której szczególnymi przypadkami są powszechnie używane indeksy: Laspeyresa, Paasche'ego, Fishera czy Marshalla i Edgewortha. Istotny argument motywujący do tego rodzaju poszukiwań stanowi fakt, że z reguły wygodniej jest ustalić grupę indeksów o określonych własnościach, by następnie jedynie sprawdzać, czy dana formuła indeksu (funkcjonująca lub nowa) jest jej elementem. Co więcej, manipulacja parametrami, od których uzależniona jest formuła ogólna, pozwala na konstrukcję zupełnie nowych indeksów o zadanych własnościach aksjomatycznych (charakterystycznych dla danej grupy), ale nadal nieznanymi własnościami statystycznymi (np. zmienności).

SYSTEM MINIMALNYCH WYMAGAŃ MARTINIEGO

Oznaczmy formułę indeksu cenowego określonego dla N komponentów jako $P(q^s, q^t, p^s, p^t)$,

gdzie:

$p^s = [p_1^s, p_2^s, \dots, p_N^s]'$ — wektor cen dla okresu bazowego s ;

$p^t = [p_1^t, p_2^t, \dots, p_N^t]'$ — wektor cen dla okresu badanego t ;

$q^s = [q_1^s, q_2^s, \dots, q_N^s]'$ — wektor ilości dla okresu bazowego s ;

$q^t = [q_1^t, q_2^t, \dots, q_N^t]'$ — wektor ilości dla okresu badanego t .

W literaturze przedmiotu rozważa się tzw. systemy minimalnych wymagań wobec indeksów (*systems of minimum requirements*). Wyróżnić można tutaj system Martiniego (1992), Eichhorna i Voellera (1976) czy Olta (1996). Pierwszy z nich wydaje się być najmniej restrykcyjny, wymaga bowiem, aby dobrze skonstruowany indeks spełniał przynajmniej testy jednoznaczności, liniowej homogeniczności i współmierności. Przypomnijmy, że test jednoznaczności

(*identity test*) postuluje, aby w przypadku braku zmian cen komponentów w okresie badanym w stosunku do bazowego, indeks dynamiki przyjął wartość jeden. Jest to szczególny przypadek testu liniowej homogeniczności (*linear homogeneity*), który zaproponował Laspeyres w postaci warunku:

$$P(q^s, q^t, p^s, kp^t) = kP(q^s, q^t, p^s, p^t) \quad (1)$$

jaki powinien być spełniony dla dowolnej dodatniej liczby k .

Test współmierności (*commensurability test*) oznacza, że indeks cen nie zmienia swej wartości liczbowej w przypadku zmiany jednostki miary jakiegokolwiek składnika cenowego, co można wyrazić formułą matematyczną:

$$P(\Lambda^{-1}q^s, \Lambda^{-1}q^t, \Lambda p^s, \Lambda p^t) = P(q^s, q^t, p^s, p^t) \quad (2)$$

gdzie Λ — dowolna diagonalna macierz o dodatnich wyrazach na głównej przekątnej.

PROPOZYCJA OGÓLNEJ FORMUŁY INDEKSU CEN

W literaturze przedmiotu można spotkać przynajmniej kilka ogólnych formuł indeksów cen, np. von der Lippe (2007) czy Białek (2010) omawiają uogólnienie indeksu Fishera w postaci:

$$P_{GF}(\alpha) = P_{La}^\alpha P_{Pa}^{1-\alpha} \quad (3)$$

gdzie $\alpha \in [0, 1]$, a P_{La} i P_{Pa} — odpowiednio indeks cen Laspeyresa i Paasche'ego, definiowane jako:

$$P_{La} = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^s} \quad (4)$$

$$P_{Pa} = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^s} \quad (5)$$

Formuła (3) stanowi ważoną średnią geometryczną z wartości indeksów Laspeyresa i Paasche'ego, przy czym dla $\alpha = 0,5$ formuła ta sprowadza się do „klasycznego” indeksu Fishera. Można łatwo sprawdzić, że formuła ta spełnia aksjomaty z systemu Martiniego, a dodatkowo bezpośrednio z jej postaci wyini-

ka, iż indeks $P_{GF}(\alpha)$ zawsze spełnia test dla granic¹, bez względu na wartość parametru α .

Inne proste uogólnienia znanych formuł indeksów można spotkać w pracy Białka (2010), przy czym dalsze uogólnienia indeksu Fishera opisuje np. Białek (2011). Szeroką dyskusję nad ogólnymi klasami indeksów cen można znaleźć u Fattore'ego (2010) czy Białka (2012b). Wspomniane ogólne formuły indeksów cen, poza propozycją Fattore'ego, są uzależnione tylko od jednego parametru, co w pewnym sensie ogranicza zakres ich możliwych przypadków szczególnych. W artykule proponujemy więc ogólną definicję indeksu cen, która zależy od dwóch parametrów i której szczególnymi przypadkami są powszechnie znane indeksy Laspeyresa, Paasche'ego, Fishera czy Marshalla i Edgewortha. Jej postać jest następująca:

$$P_G(\alpha, \beta) = \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^s} \right]^\beta \cdot \left[\frac{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^s} \right]^{1-\beta} \quad (6)$$

gdzie $\alpha, \beta \in [0, 1]$.

Można zauważyć, że zachodzą następujące związki formuły (6) ze znanymi indeksami cen:

$$P_G(0, \frac{1}{2}) = P(1, \frac{1}{2}) = P_F \quad (7)$$

$$P_G(0, 0) = P_G(1, 1) = P_{La} \quad (8)$$

$$P_G(1, 0) = P_G(0, 1) = P_{Pa} \quad (9)$$

$$P_G(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) = P_{ME} \quad (10)$$

$$P_G(0, \beta) = P_{GF}(\beta) \quad (11)$$

przy czym formuły P_F i P_{ME} oznaczają odpowiednio indeks cenowy Fishera oraz Marshalla i Edgewortha².

¹ Autor artykułu nie spotkał w polskiej literaturze tłumaczenia na język polski terminu *Laspeyres and Paasche bounding test*. Test ten wymaga, aby dobrze skonstruowany indeks cen miał wartości mieszczące się w przedziale o granicach wyznaczonych przez wskazania indeksów Laspeyresa i Paasche'ego, dlatego w dalszej części artykułu nazywać go będziemy testem dla granic.

² W polskiej literaturze indeks Marshalla i Edgewortha nazywa się często indeksem Lexisa.

WŁASNOŚCI OGÓLNEGO INDEKSU CEN

Zauważmy najpierw, że ogólna postać indeksu cen skonstruowana jest poprawnie w sensie Martiniego, tzn. spełnia testy jednoznaczności, liniowej homogeniczności i współmierności. Istotnie, jeśli $P^s = P^t$, to dla dowolnych wartości parametrów α i β spełniony jest test jednoznaczności, ponieważ zachodzi wówczas $P_G(\alpha, \beta) = 1$. Dalej, gdyby wszystkie ceny z okresu badanego t pomnożyć przez tę samą dodatnią liczbę rzeczywistą k , wówczas nowo uzyskany indeks $P'_G(\alpha, \beta)$ wskazywałby na wartość stanowiącą k -krotność jego wartości pierwotnej $P_G(\alpha, \beta)$, zgodnie z równaniem:

$$\begin{aligned} P'_G(\alpha, \beta) &= \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) k p_i^t}{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^s} \right]^\beta \cdot \left[\frac{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) k p_i^t}{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^s} \right]^{1-\beta} = \\ &= k^\beta \cdot k^{1-\beta} \cdot \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^s} \right]^\beta \cdot \left[\frac{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^s} \right]^{1-\beta} = \\ &= k P_G(\alpha, \beta) \end{aligned} \quad (12)$$

A zatem test liniowej homogeniczności jest spełniony również w przypadku indeksu (6). Ostatecznie również możemy stwierdzić, że test współmierności także zachodzi, ponieważ dla dowolnych dodatnich liczb $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N$ otrzymujemy:

$$\begin{aligned} P_G^\lambda(\alpha, \beta) &= \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\alpha \frac{1}{\lambda_i} q_i^s + (1-\alpha) \frac{1}{\lambda_i} q_i^t) \lambda_i p_i^t}{\sum_{i=1}^N (\alpha \frac{1}{\lambda_i} q_i^s + (1-\alpha) \frac{1}{\lambda_i} q_i^t) \lambda_i p_i^s} \right]^\beta \cdot \\ &\cdot \left[\frac{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha) \frac{1}{\lambda_i} q_i^s + \alpha \frac{1}{\lambda_i} q_i^t) \lambda_i p_i^t}{\sum_{i=1}^N ((1-\alpha) \frac{1}{\lambda_i} q_i^s + \alpha \frac{1}{\lambda_i} q_i^t) \lambda_i p_i^s} \right]^{1-\beta} = P_G(\alpha, \beta) \end{aligned} \quad (13)$$

Dość ważnym, choć restrykcyjnym wymogiem wobec indeksów jest wspomniany test dla granic (von der Lippe, 2012; Białek, 2013). Pokażemy, że indeks $P_G(\alpha, \beta)$ spełnia również i ten test. Przyjmijmy najpierw następujące oznaczenia:

$$\theta_1(\alpha) = \sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^t \quad (14)$$

$$\theta_2(\alpha) = \sum_{i=1}^N (\alpha q_i^s + (1-\alpha)q_i^t) p_i^s \quad (15)$$

$$\theta_3(\alpha) = \sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^t \quad (16)$$

$$\theta_4(\alpha) = \sum_{i=1}^N ((1-\alpha)q_i^s + \alpha q_i^t) p_i^s \quad (17)$$

Funkcja $y = \ln(x)$ jest rosnąca i różnowartościowa, zatem ewentualne ekstremum lokalne dodatniej funkcji dwóch zmiennych $P_G(\alpha, \beta)$ jest osiągane dla tych samych argumentów, co dla funkcji $\ln(P_G(\alpha, \beta))$. Uwzględniając postać indeksu (6), wobec (14)—(17), otrzymujemy:

$$\ln(P_G(\alpha, \beta)) = \beta(\ln \theta_1(\alpha) - \ln \theta_2(\alpha)) + (1-\beta)(\ln \theta_3(\alpha) - \ln \theta_4(\alpha)) \quad (18)$$

Zauważmy, że wobec warunku koniecznego istnienia ekstremum funkcji $\ln(P_G(\alpha, \beta))$ mamy:

$$\frac{\partial \ln P_G(\alpha, \beta)}{\partial \beta} = \ln \theta_1(\alpha) - \ln \theta_2(\alpha) - \ln \theta_3(\alpha) + \ln \theta_4(\alpha) = 0 \quad (19)$$

co oznacza:

$$\ln \frac{\theta_1(\alpha)\theta_4(\alpha)}{\theta_2(\alpha)\theta_3(\alpha)} = 0 \quad (20)$$

i stąd otrzymujemy warunek:

$$\theta_1(\alpha)\theta_4(\alpha) = \theta_2(\alpha)\theta_3(\alpha) \quad (21)$$

Wobec wzoru (21), po uwzględnieniu postaci formuł (14)—(17) i po przeprowadzeniu redukcji wyrazów podobnych otrzymujemy:

$$\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^t \sum_{i=1}^N q_i^t p_i^s [\alpha^2 - (1-\alpha)^2] = \sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t \sum_{i=1}^N q_i^s p_i^s [\alpha^2 - (1-\alpha)^2] \quad (22)$$

skąd wobec dowolności cen i ilości komponentów otrzymujemy $\alpha = \frac{1}{2}$. Widzimy jednak, że $P_G(\frac{1}{2}, \beta) = P_{ME}$, czyli dla $\alpha = \frac{1}{2}$ formuła ogólna nie zależy już od wartości parametru β . Innymi słowy, ponieważ:

$$\frac{\partial \ln P_G(\frac{1}{2}, \beta)}{\partial \beta} = 0 \quad (23)$$

to każdy punkt na płaszczyźnie postaci $(0,5; \beta)$ jest punktem stacjonarnym funkcji $\ln(P_G(\alpha, \beta))$. Bez konieczności sprawdzania warunku wystarczającego możemy zatem stwierdzić, że ewentualne ekstremum lokalne funkcji $P_G(\alpha, \beta)$ jest osiąganе w każdym punkcie $(0,5; \beta)$ i wynosi P_{ME} . Wiadomo (von der Lippe, 2007), iż indeks Marshalla i Edgewortha spełnia test dla granic. Zauważmy również, że funkcja $P_G(\alpha, \beta)$ jest funkcją ciągłą na zbiorze domkniętym i ograniczonym $[0,1] \times [0,1]$, stanowiącym czworokąt wypukły. Z twierdzenia Weierstrassa wiemy więc, że wartość największa i najmniejsza funkcji $P_G(\alpha, \beta)$ jest przez nią osiąganа i co więcej, znajduje się w zbiorze: $\{P_{ME}, P_G(0, 0), P_G(0, 1), P_G(1, 0), P_G(1, 1)\}$. Biorąc pod uwagę, iż $\min\{P_{La}, P_{Pa}\} \leq P_{ME} \leq \max\{P_{La}, P_{Pa}\}$ i uwzględniając zależności (8) i (9) możemy wnioskować, że zachodzą również nierówności $\min\{P_{La}, P_{Pa}\} \leq P_G(\alpha, \beta) \leq \max\{P_{La}, P_{Pa}\}$. Formuła ogólna spełnia zatem także test dla granic, czyli jej wartości są ograniczone wartościami indeksów Laspeyresa i Paasche'ego. Test ten wywodzi się z tzw. ekonomicznego ujęcia w teorii indeksów (*economic approach*), gdzie przyjmuje się najczęściej, że wartości indeksu kosztów utrzymania (*Cost of Living Index* — COLI) zawarte są w obserwowalnych granicach wyznaczonych przez indeksy P_{La} i P_{Pa} .

PRZYKŁAD

Rozważmy grupę $N = 6$ komponentów agregatu, gdzie ceny i ilości w okresie badanym oraz bazowym opisują następujące wektory:

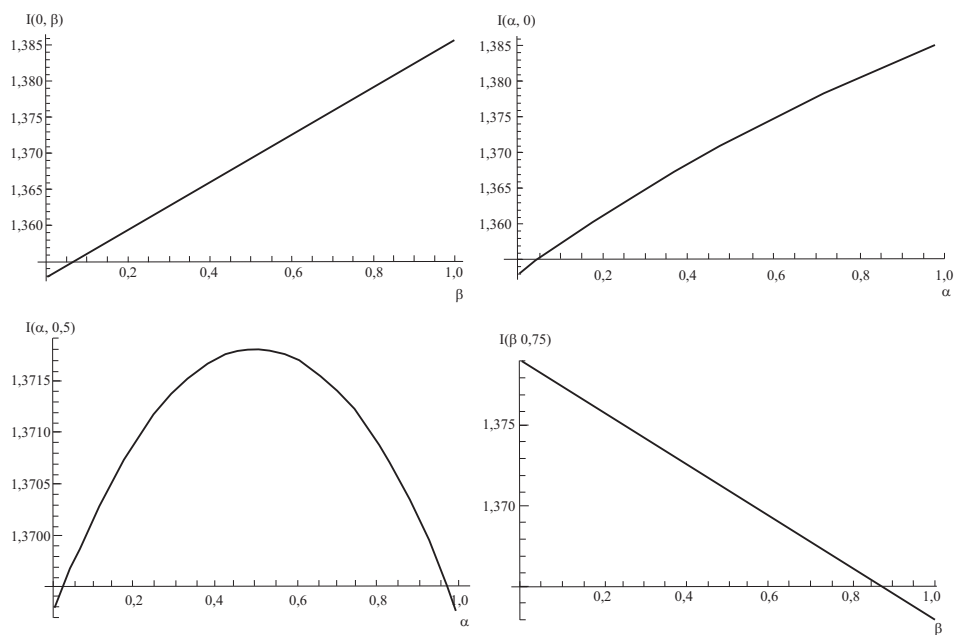
$$\mathbf{p}^s = [1000, 500, 300, 2, 50, 800]';$$

$$\mathbf{p}^t = [800, 700, 460, 3, 70, 1000]';$$

$$\mathbf{q}^s = [200, 200, 3000, 500, 340, 700]';$$

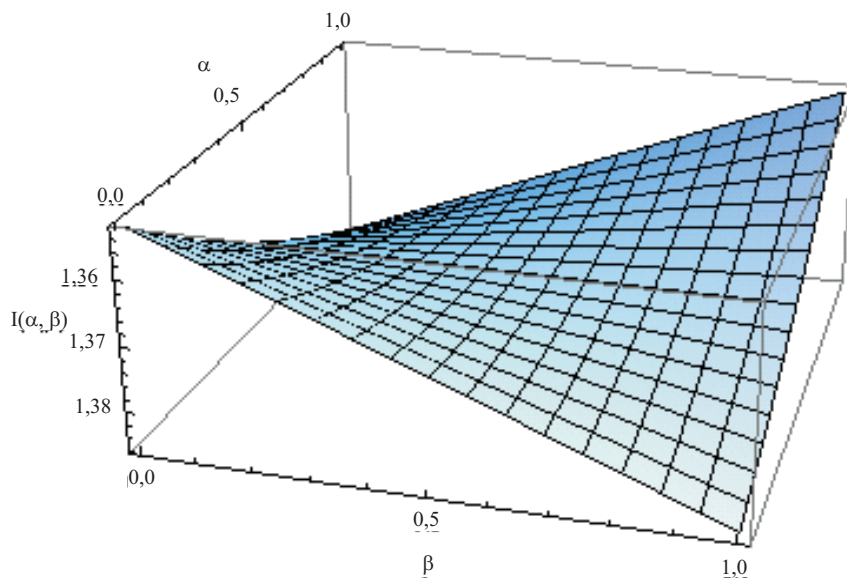
$$\mathbf{q}^t = [250, 150, 5000, 700, 250, 700]';$$

Wykr. 1. WARTOŚCI FUNKCJI $P_G(\alpha, \beta)$ W ZALEŻNOŚCI OD JEDNEGO Z PARAMETRÓW I PRZY USTALONEJ WARTOŚCI DRUGIEGO



Źródło: obliczenia własne w programie Mathematica 6.0.

Wykr. 2. WARTOŚCI FUNKCJI $P_G(a, b)$ W ZALEŻNOŚCI OD DWÓCH PARAMETRÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

Po obliczeniach uzyskujemy np. $P_G(0, \frac{1}{2}) = 1,370$, $P_G(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}) = 1,368$, najmniejsza wartość indeksu ogólnego wynosi $P_G(1, 0) = 1,352$, natomiast wartość największa to $P_G(0, 1) = 1,385$. Wskazania indeksu mogą więc mniej lub bardziej dynamicznie zmieniać się wraz ze zmianami parametrów α i β . Zależności te możemy obserwować na wyk. 1 i 2.

Na wykresach widzimy, że przy ustalonym jednym parametrze α lub β ogólna formuła indeksu cen może być zarówno malejącą, jak i rosnącą funkcją drugiego z parametrów. Jej wartości jednak zawsze mieszczą się w przedziale, którego krańce wyznaczają wartości indeksów Laspeyresa i Paasche'ego. Gdy $\beta = \frac{1}{2}$, wówczas funkcja $P_G(\alpha, \frac{1}{2})$ osiągnęła maksimum lokalne w punkcie $(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ wynoszące $P_G(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) = P_{ME}$, co potwierdziło słuszność wcześniejszych rozważań teoretycznych nad ogólnym indeksem (jest to ekstremum lokalne funkcji $P_G(\alpha, \beta)$).

BADANIE SYMULACYJNE

Rozważmy grupę $N = 5$ komponentów agregatu, gdzie ceny i ilości w okresie badanym i bazowym opisują następujące wektory losowe³:

$$\mathbf{p}^s = [\text{LogNorm}(3; 0,3), \text{LogNorm}(5; 0,2), \text{LogNorm}(6; 0,4), \\ \text{LogNorm}(4; 0,5), \text{LogNorm}(7; 0,6)]';$$

$$\mathbf{q}^s = [U(30000, 40000), U(200, 300), U(30, 50), U(200, 500), U(4, 6)]'$$

gdzie:

$\text{LogNorm}(\mu, \sigma)$ — zmienna losowa o rozkładzie lognormalnym z parametrami μ oraz σ ,

$U(a, b)$ — zmienna losowa o rozkładzie równomiernym (jednostajnym) na przedziale $[a, b]$, $a < b$.

W eksperymencie wygenerowano $k = 100000$ wartości dla cen i ilości, a następnie dla każdej repetycji wyznaczono wartości indeksu $P_G(\alpha, \beta)$ dla różnych wartości parametrów α i β . Następnie dla tak wygenerowanych wartości indeksu (przy ustalonych parametrach) wyznaczono podstawową charakterystykę

³ Dla okresu badanego losowano powtórnie wartości cen i ilości z tych samych rozkładów (Białek, 2013).

w postaci średniej arytmetycznej, odchylenia standardowego i współczynnika zmienności (tablica).

**PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE DLA INDEKSU $P_G(\alpha, \beta)$
DLA RÓŻNYCH WARTOŚCI PARAMETRÓW α I β**

Parametry	Indeks $P_G(\alpha, \beta)$				
	$\alpha = 0$ $\beta = 0$	$\alpha = 0,25$ $\beta = 0$	$\alpha = 0,5$ $\beta = 0$	$\alpha = 0,75$ $\beta = 0$	$\alpha = 1$ $\beta = 0$
Średnia arytmetyczna	1,093	1,037	1,037	1,039	1,030
Odchylenie standardowe	0,435	0,252	0,257	0,265	0,272
Współczynnik zmienności	0,397	0,243	0,247	0,255	0,264

(dok.)

Parametry	Indeks $P_G(\alpha, \beta)$				
	$\alpha = 1$ $\beta = 0,25$	$\alpha = 1$ $\beta = 0,5$	$\alpha = 1$ $\beta = 0,75$	$\alpha = 0,5$ $\beta = 0,5$	$\alpha = 0,75$ $\beta = 0,75$
Średnia arytmetyczna	1,037	1,044	1,063	1,037	1,036
Odchylenie standardowe	0,249	0,272	0,336	0,257	0,251
Współczynnik zmienności	0,240	0,260	0,316	0,247	0,242

Źródło: obliczenia własne w programie Mathematica 6.0.

Wnioski

Analizując wyniki zawarte w tablicy można raz jeszcze powtórzyć wniosek, że wartości indeksu wyraźnie zależą od przyjętych parametrów α i β , a różnice powstałe we wskazaniach indeksu są relatywnie duże. Wyznaczona symulacyjnie wartość oczekiwana indeksu waha się pomiędzy wartościami⁴ 1,030 i 1,093, które są odpowiednio wyznaczone dla parametrów $(\alpha, \beta) = (1, 0)$ i $(\alpha, \beta) = (0, 0)$. Biorąc pod uwagę, że $P_G(1, 0) = P_{Pa}$ i $P_G(0, 0) = P_{La}$ otrzymujemy właściwie symulacyjne potwierdzenie testu dla granic. Wychodząc jednak z założenia, że poza estymacją punktową indeksu cen interesuje nas także poziom zmienności estymatora indeksu, należy zwrócić uwagę na fakt, iż oszacowany współczynnik zmienności również bardzo wyraźnie zależy od parametrów przyjętych w badaniu. Przykładowo, największe zróżnicowanie wśród generowanych wartości indeksu obserwowano dla $(\alpha, \beta) = (0, 0)$. Odpowiada to indeksowi cen Laspeyresa, który przecież jest najczęściej stosowany przy pomia-

⁴ Jest to relatywnie duża różnica, ponieważ w pierwszym przypadku stwierdzamy średni wzrost cen o 3%, w drugim zaś o 9,3%. Oczywiście należy tu pamiętać, że w obu przypadkach mamy inne założenia co do ustalonego okresu, z którego pochodzą informacje o wartościach komponentów.

rze inflacji (White, 1999). W przypadku indeksu Fishera ($P_G(1; 0,5)$) zróżnicowanie wskazań wcale nie jest najmniejsze, choć najczęściej używa się go do szacowania obciążenia CPI^5 z powodu substytucji dóbr (De Haan, 2002; Hałka, Leszczyńska, 2011). A zatem można dojść do wniosku, iż w praktyce dość istotny jest dobór parametrów α i β , ponieważ nie tylko wpływają one na wartość indeksu cenowego, ale również na dokładność jego oszacowania. Na koniec zauważmy również, że sterując tymi parametrami mamy możliwość osłabienia (bądź wzmocnienia) wpływu informacji pochodzących z okresu badanego. Jest to istotne, ponieważ w literaturze przedmiotu pojawiają się prace, w których autorzy próbują osłabić ten wpływ redukując przez to efekt obciążenia szacunków CPI powstały przez tzw. dobra znikające (*disappearing goods*), czyli obserwowane jedynie w okresie bazowym (Lloyd, 1975; Moutlon, 1996; Shapiro, Wilcox, 1997).

dr hab. inż. Jacek Bialek — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Balk M. (1995), *Axiomatic Price Index Theory: A Survey*, „International Statistical Review”, Vol. 63, s. 69—95.
- Białek J. (2010), *Uogólnione indeksy agregatywne*, „Wiadomości Statyczne”, nr 10, GUS, s. 1—12.
- Białek J. (2011), *Remarks about the generalizations of the Fisher index*, „Statistic in Transition — new series”, Vol. 12, GUS, s. 139—154.
- Białek J. (2012a), *Propozycja indeksu cen*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, GUS, s. 13—24.
- Białek J. (2012b), *Proposition of the general formula for price indices*, „Communications in Statistics: Theory and Methods”, Vol. 41, Issue 5, s. 943—952.
- Białek J. (2013), *Some remarks on the original price index inspired by notes by Peter von der Lippe*, „Ekonometria”, Vol. 3 (41), Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, s. 40—54.
- Carli G. R. (1764), *Del valore e della proporzione de' metalli monetati*, [w:] „*Scrittori classici italiani di economia politica*”, Vol. 13, Milano, G. G. Destefanis, s. 1804.
- De Haan (2002), *Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the Consumer Price Index (CPI)*, „Journal of Official Statistics”, Vol. 18, No. 1, s. 61—85.
- Drobisch M. W. (1871), *Ueber einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechnen*, „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik”, Vol. 16, s. 416—427.
- Dutot C. F. (1738), *Reflexions Politiques sur les Finances et le Commerce*, The Hague: Les Freres Vaillant et Nicolas Prevost, Vol. 1.
- Edgeworth F. Y. (1887), *Measurement of Change in Value of Money I*, the first Memorandum presented to the British Association for the Advancement of Science; reprinted in *Papers Relating to Political Economy*, Vol. 1, New York, Burt Franklin, s. 1925.

⁵ CPI (Consumer Price Index) — wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych.

- Eichhorn W., Voeller J. (1976), *Theory of the Index. Fisher's Test Approach and Generalizations*, New York, Springer-Verlag.
- Fattore M. (2010), *Axiomatic properties of geo-logarithmic price indices*, „Journal of Econometrics, Elsevier”, Vol. 156 (2), s. 344—353.
- Fisher I. (1922), *The Making of Index Numbers*, Boston, Houghton Mifflin.
- Geary R. G. (1958), *A Note on Comparisons of Exchange Rates and Purchasing Power between Countries*, „Journal of the Royal Statistical Society”, Series A 121, s. 97—99.
- Halka A., Leszczyńska A. (2011), *Wady i zalety wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych — szacunki obciążenia dla Polski*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9, s. 51—75.
- Khamis S. H. (1970), *Properties and Conditions for the Existence of a new Type of Index Number*, Sankhya Series B32, s. 81—98.
- Krzysztofciak M., Luszniiewicz A. (1997), *Statystyka*, PWE, Warszawa.
- Laspeyres E. (1864), *Hamburger Waarenpreise 1850—1863 und die californisch-australischen Geldentdeckungen seit 1848. Ein Beitrag zur Lehre von der Geldentwertung*, „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik”, Jena 1864, Band III, s. 81—118, 209—236.
- Laspeyres E. (1871), *Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung*, „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik”, Vol. 16, s. 296—314.
- Lloyd P. J. (1975), *Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices*, „The American Economic Review”, Vol. 65, s. 301—313.
- Marshall A. (1887), *Remedies for Fluctuations of General Prices*, „Contemporary Review”, Vol. 51, s. 355—375.
- Martini M. (1992), *A General Function of Axiomatic Index Numbers*, „Journal of the Italian Statistics Society”, Vol. 1 (3), s. 359—376.
- Moulton B. R. (1996), *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share-Relative Form*, unpublished.
- Olt B. (1996), *Axiom und Struktur in der statistischen Preisindextheorie*, Frankfurt, Peter Lang.
- Paasche H. (1874), *Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Borsennotierungen*, „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik”, Vol. 12, s. 168—178.
- Palgrave, R. H. I. (1886), *Currency and Standard of Value in England, France and India and the Rates of Exchange Between these Countries*, Memorandum submitted to the Royal Commission on Depression of trade and Industry, Third Report, Appendix B, s. 312—390.
- Shapiro M. D., Wilcox D. W. (1997), *Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Review”, Vol. 79 (3), s. 113—125.
- Sidgwick H. (1883), *The Principles of Political Economy*, London, Macmillan.
- Törnqvist L. (1936), *The Bank of Finland's consumption price index*, „Bank of Finland Monthly Bulletin”, No. 10, s. 1—8.
- Walsh C. M. (1901), *The Measurement of General Exchange Value*, „The MacMillan Company”, New York.
- Welfe A. (1966), *Indeksy produkcji*, PWE, Warszawa.
- White A. G. (1999), *Measurement Biases in Consumer Price Indexes*, „International Statistical Review”, Vol. 67, Issue 3, s. 301—325.
- Von der Lippe P. (2007), *Index Theory and Price Statistics*, Peter Lang, Frankfurt, Germany.
- Von der Lippe P. (2012), *Some short notes on a price index of Jacek Bialek*, „Ekonometria”, Vol. 1 (35), Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, s. 76—83.

Summary. *The paper discusses the proposition of the general price index formula. It is shown that the formula satisfies postulates coming from the Martini's system of minimal requirements. It is also shown, analytically and by the simulation study, that the general formula fulfills the Laspeyres and Paasche bounding test. The conducted simulation study analyzes the volatility of the generated price index values for some fixed values of parameters.*

Keywords: price indices, axiomatic price index theory, generalization of the price index.

Резюме. *В статье было представлено и поддано обсуждению предложение общей формулы индекса цен. Было показано, что эта формула удовлетворяет ожидания системы минимальных требований Мартини. Кроме того было показано (аналитическим способом и с помощью моделирования), что охарактеризована формула отвечает критерию для границ Ласпейреса и Пааше. В симуляционном обследовании был проведен анализ вариации генерированных значений индекса в зависимости от определенных параметров компонентов.*

Ключевые слова: индексы цен, аксиоматическая теория индексов цен, обобщение индекса цен.

Losowanie zrównoważone i kalibracja

Streszczenie. *Losowanie zrównoważone polega na takim doborze próby, aby szacunki sum zmiennych pomocniczych estymatorem Horvitz-Thompsona równały się rzeczywistym sumom tych zmiennych. Kalibracja natomiast polega na modyfikacji wyjściowych wag wynikających z planu losowania w taki sposób, aby zmodyfikowane wagi odtwarzały znane sumy zmiennych pomocniczych. Ideą obu metod jest odwzorowanie wartości globalnych zmiennych dodatkowych. Celem artykułu jest przedstawienie i porównanie obu technik traktowanych jako alternatywa do osiągnięcia tego samego celu. Więcej uwagi poświęcono losowaniu zrównoważonemu. Algorytm doboru próby zilustrowano za pomocą dwóch prostych przykładów. Porównanie losowania zrównoważonego z kalibracją wypada korzystniej dla tej drugiej metody, jednak najlepszym rozwiązaniem jest zastosowanie obu metod jednocześnie.*

Słowa kluczowe: losowanie zrównoważone, kalibracja.

Odwzorowanie wartości globalnych zmiennych dodatkowych, będące istotą losowania zrównoważonego i kalibracji, ma na celu zwiększenie dokładności oraz zapewnienie spójności wyników badania próbkowego¹. Podstawowa różnica między tymi technikami wynika z faktu, że pierwsza stosowana jest na etapie doboru próby do badania częściowego, natomiast druga na etapie estymacji parametrów populacji. W artykule więcej uwagi poświęcono losowaniu zrównoważonemu, ponieważ w polskiej literaturze jest to koncepcja rzadziej podejmowana niż kalibracja.

LOSOWANIE ZRÓWNOWAŻONE

Idea próby zrównoważonej (*balanced sample*) nie jest nowa, gdyż pojawiła się równocześnie z narodzinami metody reprezentacyjnej i związana jest z samym pojęciem reprezentatywności. Pierwsze zastosowanie tej koncepcji w praktyce dotyczy słynnego wyboru próby okręgów przez C. Giniego i L. Galvaniego w 1929 r. we Włoszech. Wybrano wówczas 29 okręgów w taki sposób, aby średnie z próby dla kilku zmiennych kontrolnych zgadzały się ze średnimi

¹ Cele te (dokładność i spójność) są wymieniane jako jedne z komponentów jakości badań statystycznych. Pisali na ten temat m.in. Platek, Särndal (2001).

w populacji, znanymi ze spisu powszechnego. Słynni statystycy — J. Neyman oraz F. Yates — stanowczo potępiли takie postępowanie ze względu na to, że próba dobierana była w sposób celowy². Jak jednak zauważono później, próba zrównoważona może być równie dobrze pobrana w sposób probabilistyczny. Istotnie, losowanie warstwowe jest doбором probabilistycznym i zarazem szczególnym przypadkiem losowania zrównoważonego, w którym cechami dodatkowymi są zmienne zero-jedynkowe definiujące warstwy.

W celu formalnego ujęcia losowania zrównoważonego rozważmy populację U , której elementy są identyfikowane przez etykiety $k \in \{1, \dots, N\}$. Zakłada się, że wektor $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, \dots, x_{kj}, \dots, x_{kp})^T$, z wartościami dla p zmiennych dodatkowych (równoważących), znany jest dla wszystkich jednostek w populacji. Zakłada się również, że zmienne dodatkowe są liniowo niezależne. Próba określona jest przez wektor $\mathbf{s} = (s_1, \dots, s_k, \dots, s_N)^T$, gdzie s_k przyjmuje wartość 1, jeżeli k -ty element jest w próbie oraz 0 w przeciwnym przypadku. Rozważane są próby dobierane w sposób losowy. O próbie $\mathbf{s}$ można powiedzieć, że jest zrównoważona, jeżeli zachodzi równość:

$$\sum_U \frac{s_k \mathbf{x}_k}{\pi_k} = \sum_U \mathbf{x}_k \quad (1)$$

gdzie π_k — prawdopodobieństwo inkluzji pierwszego rzędu.

Oznacza to, że estymator HT bezbłędnie szacuje sumy cech dodatkowych. Zrównoważony plan próbkowania (*balanced sampling design*) zapewnia spełnienie warunku (1) dla każdej możliwej próby³.

Warto zwrócić uwagę na trzy szczególne wybory zmiennych równoważących:

- 1) wektor prawdopodobieństw inkluzji $\boldsymbol{\pi} = (\pi_1, \dots, \pi_N)^T$, tj. $x_k = \pi_k$ dla $k \in U$, zapewnia stałą liczebność próby n , gdyż (1) sprowadza się do:

$$\sum_U \frac{s_k \mathbf{x}_k}{\pi_k} = \sum_U s_k = n;$$

- 2) zmienna w formie jedynek, tj. $x_k = 1$ dla $k \in U$, zapewnia stałe oszacowanie liczebności populacji $\left(\hat{N} = \sum_U \frac{s_k}{\pi_k} \right)$ na poziomie znanej, rzeczywistej liczeb-

ności populacji, gdyż (1) sprowadza się do $\sum_U \frac{s_k \mathbf{x}_k}{\pi_k} = \sum_U \frac{s_k}{\pi_k} = N$ (ma to znaczenie w przypadku losowania z różnym prawdopodobieństwem wyboru jednostek);

² Langel, Tillé (2011), s. 51.

³ Deville, Tillé (2004), s. 895.

3) zmienne zero-jedynkowe δ_h definiujące warstwy, tj. $\delta_{kh}=1$ dla $k \in U_h$,

$\delta_{kh}=0$ dla $k \notin U_h$, gdzie $U = \bigcup_{h=1}^H U_h$, oraz gdy $\pi_k = \frac{n_h}{N_h}$, prowadzą do kla-

sycznego losowania warstwowego, w którym z każdej warstwy U_h o liczebności N_h losowana jest próba prosta bez zwracania o liczebności n_h , gdyż (1)

sprowadza się do $\sum_U \frac{s_k \delta_{kh}}{\pi_k} = \sum_U s_k \delta_{kh} \frac{N_h}{n_h} = N_h$ dla $h=1, \dots, H$.

Jeżeli chodzi o praktyczną implementację zrównoważonego planu próbkowania, to istnieją dwie zasadnicze grupy schematów go realizujących. Schematy z pierwszej grupy określić można jako odrzucające (*rejective*), gdyż opierają się na losowaniu wielu prób według określonego schematu i odrzucaniu tych, które nie spełniają kryteriów zrównoważenia. W tym postępowaniu wyróżnić można dwa warianty — spośród kolekcji prób wybiera się do badania tę, która jest najlepiej zrównoważona (zgodnie z wybranym kryterium)⁴ (Kozłowski, 2012) lub z góry zakłada się pewien poziom dobroci zrównoważenia i odrzuca się próby, które go nie osiągają, a finalna próba losowana jest spośród tych, które pozostały. W literaturze spotkać można rozwiązania, w których schemat losowania kolejnych prób jest prosty, systematyczny (wymagający posortowania populacji ze względu na zmienną x), warstwowy (z równolicznymi warstwami utworzonymi na podstawie zmiennej x) lub z różnym prawdopodobieństwem wyboru jednostek (również zależnym od zmiennej x , wobec której próba ma być zrównoważona)⁵. Określone warianty losowania odrzucającego są zwykle ograniczone do pewnego typu schematów, nie zawsze dają możliwość różnicowania prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu oraz mają ograniczenia, co do liczby i typu zmiennych równoważących.

Druga grupa schematów polega na wyborze próby w jednym podejściu poprzez iteracyjną modyfikację wektora prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu do momentu, w którym będzie on jednoznacznie definiował próbę. Metodą najbardziej generalną spośród nich jest zaproponowana przez Deville i Tillé (2004) metoda kostki (*cube method*), gdyż pozwala wylosować próbę co najmniej w przybliżeniu zrównoważoną dla dowolnego wektora prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu i dowolnej liczby oraz typu zmiennych dodatkowych. Ze względu na swoją ogólność, w dalszej części artykułu metoda kostki traktowana będzie jako domyślny sposób uzyskania próby zrównoważonej. Przejdźmy do wyjaśnienia algorytmu doboru próby tą metodą oraz zaprezentowania dwóch przykładów liczbowych.

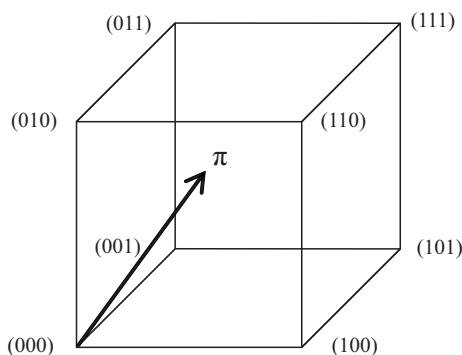
Punktem wyjścia w metodzie kostki jest geometryczne ujęcie wszystkich możliwych prób (w losowaniu bez zwracania) z populacji N -elementowej jako wierzchołków N -wymiarowej kostki jednostkowej $C=[0,1]^N$. Liczba wszystkich

⁴ Wariantem tego postępowania jest procedura próbkowania związanego (*tied sampling procedure*).

⁵ Valliant i in. (2000), s. 65—77.

możliwych prób (o dowolnej wielkości) jest równa liczbie wierzchołków kostki C , tj. 2^N . Dla prostego przypadku populacji 3-elementowej ($N=3$) przestrzeń prób przedstawić można jako wierzchołki sześcianu (wykres). Zaczynając od punktu określonego przez wektor prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu π , wybór próby może być zilustrowany jako losowe dotarcie do jednego z wierzchołków kostki⁶.

GEOMETRYCZNA REPREZENTACJA PRZESTRZENI PRÓB DLA POPULACJI 3-ELEMENTOWEJ



Źródło: Deville, Tillé (2004), s. 896.

Warunek zrównoważenia (1) można zapisać równoważnie jako:

$$\sum_U \alpha_k s_k = \sum_U \alpha_k \pi_k \quad (2)$$

lub macierzowo:

$$\mathbf{A}_S = \mathbf{X} \quad (3)$$

gdzie:

$$\alpha_k = \frac{x_k}{\pi_k},$$

$$\mathbf{A} = [\alpha_{jk}], \text{ gdzie } \alpha_{jk} = \frac{x_{jk}}{\pi_k},$$

$$\mathbf{X} = \sum_U \mathbf{x}_k \text{ — wartości globalne zmiennych równoważących.}$$

⁶ Deville, Tillé (2004), s. 896.

Układ równań (3) ma nieskończenie wiele rozwiązań (naturalnie jeżeli $N > p$). Jednym z rozwiązań jest wektor π , gdyż $X = A\pi$, a zatem $s = \pi$ jest rozwiązaniem. Zbiór wszystkich rozwiązań każdego nieoznaczonego układu równań liniowych można zapisać jako wybrane rozwiązanie szczególne plus dowolnie wybrany element jądra macierzy współczynników. A więc zbiór wszystkich rozwiązań układu (3) zapiszemy jako $Q = \pi + \ker A$, gdzie $\ker A$ to jądro macierzy A . Ideą losowania zrównoważonego jest znalezienie szczególnego rozwiązania układu (3), które będzie składało się tylko z wartości 0 i 1, czyli będzie definiowało próbę. W metodzie kostki punktem wyjścia jest wektor π , którego elementy są modyfikowane do momentu, w którym każdy z nich jest równy 0 lub 1. Proces ten podzielony jest na fazy lotu i lądowania (Deville, Tillé, 2004).

Faza lotu (*flight phase*) polega na losowej zamianie możliwie największej liczby elementów wektora π w 0 lub 1, zgodnie z zadaniem prawdopodobieństwem inkluzji pierwszego rzędu, tak aby zmodyfikowany wektor π (π^*) pozostawał rozwiązaniem układu (3). Po zainicjowaniu $\pi(0) = \pi$ powtarzane są trzy kroki⁷, w czasie $t = 1, 2, \dots, T$:

- 1) wygenerowanie dowolnego wektora $u(t) = [u_k(t)] \neq 0$, będącego w jądrze macierzy A , takiego że $u_k(t) = 0$, jeżeli $\pi_k(t-1)$ jest liczbą całkowitą, tj. 0 lub 1;
- 2) obliczenie $\lambda_1^*(t)$ i $\lambda_2^*(t)$, które są największymi spośród dodatnich wartości $\lambda_1(t)$ i $\lambda_2(t)$ spełniających nierówności:

$$0 \leq \pi_k(t-1) + \lambda_1(t)u_k(t) \leq 1, \quad 0 \leq \pi_k(t-1) - \lambda_2(t)u_k(t) \leq 1$$

dla $k = 1, \dots, N$;

- 3) wybranie:

$$\pi(t) = \begin{cases} \pi(t-1) + \lambda_1^*(t)u(t), & \text{z prawdopodobieństwem } q(t) \\ \pi(t-1) - \lambda_2^*(t)u(t), & \text{z prawdopodobieństwem } 1 - q(t) \end{cases}$$

$$\text{gdzie } q(t) = \frac{\lambda_2^*(t)}{\lambda_1^*(t) + \lambda_2^*(t)}.$$

W każdym czasie t co najmniej jeden element π jest zamieniany na 0 lub 1 i w kolejnych iteracjach pozostaje na ustalonym poziomie. Procedura powtarzana jest do momentu, w którym nie można dłużej wykonywać kroku pierwszego. Jeżeli wektor wyjściowy $\pi^* = \pi(T)$ zawiera wyłącznie zera i jedynki, to losowanie jest zakończone. Próba $s = \pi^*$ jest idealnie zrównoważona. W przeciwnym przypadku

⁷ Jest to podstawowy algorytm fazy lotu, jednak przy zapisie algorytmu do programu komputerowego lepiej jest skorzystać z efektywniejszego rozwiązania Tillé (2006), s. 162.

próba będzie tylko w przybliżeniu zrównoważona, a do jej ustalenia potrzebna będzie faza lądowania (*landing phase*). Polega ona na losowej zamianie niecałkowitych elementów π^* w 0 lub 1, tak aby prawdopodobieństwo inkluzji pierwszego rzędu było zachowane oraz wariancje estymatorów sum zmiennych dodatkowych były minimalizowane. Po fazie lotu pozostaje $q \leq p$ elementów niecałkowitych w wektorze π^* . Możliwych jest zatem 2^q różnych prób (kolekcję tych prób oznaczmy przez $C(\pi^*)$). Dobór próby w tej fazie jest enumeratywny, tzn. że rozważane są wszystkie możliwe próby i każdej przypisywane jest prawdopodobieństwo jej realizacji, a ostateczna próba wybierana jest w dowolnym eksperymencie losowym respektującym to prawdopodobieństwo.

Z każdą próbą związany jest koszt wynikający z niepełnego zrównoważenia próby. Ogólna postać funkcji kosztu jest następująca⁸:

$$C(s) = (s - \pi^*)^T A^T M A (s - \pi^*) \quad (4)$$

gdzie M — macierz $p \times p$, nieujemnie określona, która określa szczególną postać funkcji kosztu⁹.

Ustalenie planu losowania $p(s|\pi^*)$ następuje w wyniku rozwiązania zadania programowania liniowego:

$$\min_{p(\cdot|\pi^*)} \sum_{s \in C(\pi^*)} C(s) p(s|\pi^*) \quad (5)$$

przy warunkach:

$$\begin{aligned} \sum_{s \in C(\pi^*)} p(s|\pi^*) &= 1 \\ \sum_{s \in C(\pi^*) | s \ni k} p(s|\pi^*) &= \pi_k^* \\ 0 &\leq p(s|\pi^*) \leq 1 \end{aligned} \quad (6)$$

Takie zadanie można rozwiązać algorytmem simpleks. Jeżeli liczba elementów do ustalenia jest zbyt duża ($q > 20$), to wyjściem jest wyrzucenie najmniej istotnej zmiennej równoważącej i powrót do fazy lotu. Czynność tę powtarza się z kolejnymi zmiennymi, aż faza lądowania będzie możliwa do przeprowadzenia¹⁰.

⁸ Deville, Tillé (2004), s. 900.

⁹ Wybór różnych postaci macierzy M rozważają Deville, Tillé (2004), s. 911.

¹⁰ Tillé (2011), s. 220.

W zależności od wyjściowego prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu oraz zestawu zmiennych dodatkowych plan próbkowania może być¹¹:

- dokładnie zrównoważony — każda możliwa próba jest idealnie zrównoważona;
- w przybliżeniu zrównoważony — wszystkie możliwe próby są tylko w przybliżeniu zrównoważone;
- czasami zrównoważony — istnieją próby, które są dokładnie zrównoważone, ale w celu zachowania prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu będą pojawiać się też próby tylko w przybliżeniu zrównoważone.

Wybór próby zrównoważonej za pomocą metody kostki można zilustrować dwoma przykładami liczbowymi.

Przykład 1

Niech populacja U składać się będzie z $N=10$ osób i dla każdej osoby znany będzie przychód roczny (w tys. zł). Zamierza się pobrać próbę o liczebności $n=4$, zrównoważoną względem zmiennej przychód (x_1, x_2), z jednakowym prawdopodobieństwem wyboru jednostek. Dla zapewnienia stałego oszacowania N i stałej liczebności próby wprowadza się dodatkową zmienną równoważącą w postaci jedynek dla każdej jednostki. Dane wyjściowe są zatem następujące:

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_1 &= [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1] \\ \mathbf{x}_2 &= [66 \ 60 \ 79 \ 70 \ 53 \ 69 \ 40 \ 59 \ 59 \ 63] \\ \boldsymbol{\pi} &= [0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4 \ 0,4]^T \\ \mathbf{A} &= \begin{bmatrix} 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 & 2,5 \\ 165,0 & 150,0 & 197,5 & 175,0 & 132,5 & 172,5 & 100,0 & 147,5 & 147,5 & 157,5 \end{bmatrix} \\ \mathbf{X} &= \begin{bmatrix} 10 \\ 618 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Na początku przyjęto $\boldsymbol{\pi}(0)=\boldsymbol{\pi}$, a następnie w kolejnych iteracjach t wykonywane były trzy kroki zgodnie z algorytmem fazy lotu. W tabl. 1 podano wektory $\mathbf{u}(t)$ ¹² oraz $\boldsymbol{\pi}(t)$ dla kolejnych iteracji, a także wartości $\lambda_1^*(t)$ i $\lambda_2^*(t)$, z zaznaczeniem pogrubioną czcionką, która z tych wartości zastała losowo wybrana do wyliczenia $\boldsymbol{\pi}(t)$.

¹¹ Deville, Tillé (2004), s. 897.

¹² Wektor $\mathbf{u}(t)$ generowano z wykorzystaniem formuły $\mathbf{u}(t)=(\mathbf{I}-\mathbf{A}^T(\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^+\mathbf{A})\mathbf{v}$, gdzie: $\mathbf{I}$ to macierz jednostkowa, $\mathbf{v}$ to wektor wartości losowych, generowanych niezależnie z rozkładu $N(10, 1)$, a $\mathbf{D}^+$ oznacza macierz pseudoodwrotną Moore-Penrose do macierzy $\mathbf{D}$. Przed każdym zastosowaniem pomniejszano macierz $\mathbf{A}$ o kolumny, dla których $\pi_k(t-1)=1$ lub $\pi_k(t-1)=0$, a następnie przed krokiem 3 uzupełniano odpowiednie elementy $\mathbf{u}(t)$ zerami.

TABL. 1. PRZEBIEG FAZY LOTU DO PRZYKŁADU I

$u(t)$ i $\pi(t)$	k										$\lambda_1^*(t)$ i $\lambda_2^*(t)$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
$u(1)$	-0,6251	-0,8677	1,1073	-1,3873	-1,1251	1,0220	1,0756	0,5569	-0,2126	0,4561	$\lambda_1^*(1)=-0,2883$ $\lambda_2^*(1)=-0,3613$
$\pi(1)$	0,6258	0,7135	0,0000	0,9012	0,8065	0,0308	0,0114	0,1988	0,4768	0,2352	
$u(2)$	-1,0268	1,1484	0,0000	-1,3045	1,3913	0,9624	-1,0105	-0,1373	-0,0009	-0,0219	$\lambda_1^*(2)=-0,0113$ $\lambda_2^*(2)=0,0320$
$\pi(2)$	0,6142	0,7264	0,0000	0,8864	0,8222	0,0417	0,0000	0,1973	0,4768	0,2350	
$u(3)$	0,3602	0,4394	0,0000	0,4448	0,7292	0,0102	0,0000	-0,1117	-0,9770	-0,8951	$\lambda_1^*(3)=-0,2438$ $\lambda_2^*(3)=-0,5355$
$\pi(3)$	0,4213	0,4912	0,0000	0,6482	0,4317	0,0362	0,0000	0,2571	1,0000	0,7143	
$u(4)$	-2,0905	-0,1051	0,0000	0,2791	0,3053	1,1875	0,0000	0,0174	0,0000	0,4063	$\lambda_1^*(4)=-0,2015$ $\lambda_2^*(4)=-0,0305$
$\pi(4)$	0,4851	0,4944	0,0000	0,6397	0,4224	0,0000	0,0000	0,2565	1,0000	0,7019	
$u(5)$	0,0892	-0,5493	0,0000	0,2121	0,7194	0,0000	0,0000	-0,9485	0,0000	0,4771	$\lambda_1^*(5)=-0,2705$ $\lambda_2^*(5)=0,5871$
$\pi(5)$	0,5092	0,3458	0,0000	0,6971	0,6170	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,8310	
$u(6)$	-0,1760	0,2942	0,0000	0,1766	-0,0175	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,2773	$\lambda_1^*(6)=1,7157$ $\lambda_2^*(6)=0,6096$
$\pi(6)$	0,2072	0,8505	0,0000	1,0000	0,5870	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,3552	
$u(7)$	0,6855	-0,0889	0,0000	0,0000	0,2323	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,8290	$\lambda_1^*(7)=-0,4285$ $\lambda_2^*(7)=-0,3023$
$\pi(7)$	0,0000	0,8774	0,0000	1,0000	0,5168	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,6058	
$u(8)$											$\lambda_1^*(8)=-0,3793$ $\lambda_2^*(8)=1,7423$
$\pi(8)$	0,0000	0,3232	0,0000	0,0000	-0,0970	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,2262	
	0,0000	1,0000	0,0000	1,0000	0,4800	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	0,5200	

Źródło: opracowanie własne.

Faza lotu została zakończona po wykonaniu 8 iteracji. Nie jest możliwe wygenerowanie kolejnego wektora $u(t)$, który pozostawałby w jądrze macierzy A i miał zera na odpowiednich miejscach. Wynikowy wektor $\pi^* = \pi(8)$ zawiera elementy niecałkowite, a zatem ostateczna próba nie jest jeszcze wybrana. Wiadomo, że do próby wejdą na pewno osoby o numerach 2, 4 i 9, zaś na pewno nie wejdą osoby o numerach 1, 3, 6, 7 i 8. Nieokreślony jest natomiast los osób o numerach 5 i 10. Wiadomo już, że próba nie będzie idealnie zrównoważona, a do jej ustalenia potrzebna będzie faza lądowania.

Po fazie lotu zostały $q=2$ elementy niecałkowite w wektorze π^* , a zatem możliwe są $2^q=4$ próby do wyboru w fazie lądowania. W tabl. 2 przedstawiono te próby wraz z kosztem wyboru każdej z nich oraz ostatecznym planem losowania minimalizującym łączny koszt wynikający z niedoskonałego zrównoważenia. Do policzenia kosztu $C(s)$ według formuły (4) wybrano $M=(AA^T)^{-1}$, dzięki czemu koszt ten można interpretować jako kwadrat odległości w N -wymiarowej przestrzeni pomiędzy punktem s a jego rzutem na hiperpłaszczyznę Q .

TABL. 2. PLAN WYBORU PRÓBY W FAZIE LĄDOWANIA DO PRZYKŁADU 1

k	π^*	$s1$	$s2$	$s3$	$s4$
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
4	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
5	0,48	1,00	1,00	0,00	0,00
6	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
8	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
10	0,52	1,00	0,00	1,00	0,00
$C(s)$		0,1159	0,0269	0,0229	0,1129
$p(s \pi^*)$		0,0000	0,4800	0,5200	0,0000

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Optymalny plan losowania daje zerową szansę na wylosowanie próby $s1$ i $s4$, co jest zgodne z oczekiwaniami, gdyż w przeciwnym razie liczebność próby byłaby inna niż zakładana, a zatem wybór ogranicza się do prób $s2$ i $s3$. Obie są mniej więcej tak samo prawdopodobne, a ostatecznego wyboru można dokonać za pomocą prostego eksperymentu losowego. Jakość zrównoważenia dla obu prób przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. OCENA DOKŁADNOŚCI ZRÓWNOWAŻENIA DLA PRÓB Z PRZYKŁADU 1

Zmienne	X_j	$s2$		$s3$	
		$\hat{x}_{j, HT}$	błąd względny w %	$\hat{x}_{j, HT}$	błąd względny w %
$x1$	10	10	0,0	10	0,0
$x2$	618	605	-2,1	630	1,9

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Przykład 2

Niech populacja U składać się będzie z $N=12$ osób i znane będą płeć oraz miejsce zamieszkania (miasto/wieś) każdej osoby. Zamierza się pobrać próbę o liczebności $n=4$, z jednakowym prawdopodobieństwem wyboru jednostek, zrównoważoną względem obu zmiennych dodatkowych, ale nie konieczne względem przekroju tych zmiennych. Przykład ten ilustruje przypadek wyboru próby warstwowej z nakładającymi się warstwami. W klasycznym losowaniu warstwowym coś takiego nie jest możliwe, gdyż warstwy muszą być rozłączne. Często jednak występuje wiele potencjalnych cech warstwujących i/lub wiele wariantów kilku cech i wylosowanie próby warstwowej na przekroju wszystkich cech jest praktycznie niemożliwe, gdyż powstaje bardzo dużo warstw (nierzadko więcej niż liczebność populacji), przy czym wiele z nich jest pustych lub bardzo mało licznych. Dzięki metodzie kostki można wylosować próbę, która będzie zapewniała proporcjonalną lokalizację próby względem rozkładu brzegowego każdej cechy warstwującej, bez konieczności tworzenia przekroju wszystkich zmiennych.

TABL. 4. DANE DOTYCZĄCE POPULACJI U DO PRZYKŁADU 2

x_j	k												Suma
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
Kobieta	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	0	6
Mężczyzna	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	1	6
Miasto	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
Wieś	0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	9
π_k	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	1/3	4

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dla zapewnienia niezależności zmiennych do losowania wykorzystano tylko trzy pierwsze zmienne dodatkowe. Macierz A wygląda zatem następująco:

$$A = \begin{bmatrix} 3 & 3 & 3 & 3 & 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 3 & 3 & 3 & 3 & 3 & 0 & 3 \\ 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 3 & 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Analogicznie, jak w przykładzie 1, przeprowadzono fazę lotu, której przebieg przedstawiono w tabl. 5.

TABL. 5. PRZEBIEG FAZY LOTU DO PRZYKŁADU 2

$u(t) \text{ i } \pi(t)$	k											$\lambda_1^*(t) \text{ i } \lambda_2^*(t)$	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		12
$u(1) \dots\dots\dots$ $\pi(1) \dots\dots\dots$	-0,487 0,552	-0,070 0,365	0,315 0,192	-0,598 0,601	0,096 0,290	0,534 0,094	-0,047 0,354	-0,951 0,759	0,159 0,262	0,243 0,225	0,745 0,000	0,062 0,306	$\lambda_1^*(1)=0,35$ $\lambda_2^*(1)=\mathbf{0,45}$
$u(2) \dots\dots\dots$ $\pi(2) \dots\dots\dots$	-0,767 0,592	0,755 0,325	0,652 0,158	-0,478 0,626	-0,161 0,299	1,775 0,000	-1,008 0,408	-0,153 0,767	1,082 0,205	-0,361 0,244	0,000 0,000	-1,335 0,377	$\lambda_1^*(2)=0,23$ $\lambda_2^*(2)=\mathbf{0,05}$
$u(3) \dots\dots\dots$ $\pi(3) \dots\dots\dots$	0,085 0,614	-0,864 0,107	0,663 0,325	1,301 0,955	-1,184 0,000	0,000 0,000	-0,085 0,386	-0,015 0,764	-0,430 0,096	0,709 0,423	0,000 0,000	-0,179 0,331	$\lambda_1^*(3)=\mathbf{0,25}$ $\lambda_2^*(3)=0,24$
$u(4) \dots\dots\dots$ $\pi(4) \dots\dots\dots$	0,589 0,420	0,324 0,000	-0,910 0,624	-0,003 0,956	0,000 0,000	0,000 0,000	-0,589 0,580	-0,011 0,767	0,040 0,083	0,595 0,227	0,000 0,000	-0,035 0,343	$\lambda_1^*(4)=\mathbf{0,36}$ $\lambda_2^*(4)=0,33$
$u(5) \dots\dots\dots$ $\pi(5) \dots\dots\dots$	0,508 0,658	0,000 0,000	0,802 1,000	-1,310 0,342	0,000 0,000	0,000 0,000	-0,508 0,342	-0,799 0,393	0,734 0,427	1,096 0,741	0,000 0,000	-0,523 0,098	$\lambda_1^*(5)=\mathbf{0,47}$ $\lambda_2^*(5)=0,03$
$u(6) \dots\dots\dots$ $\pi(6) \dots\dots\dots$	0,103 0,646	0,000 0,000	0,000 1,000	-0,103 0,354	0,000 0,000	0,000 0,000	-0,103 0,354	0,005 0,392	-0,848 0,524	0,091 0,730	0,000 0,000	0,855 0,000	$\lambda_1^*(6)=0,50$ $\lambda_2^*(6)=\mathbf{0,11}$
$u(7) \dots\dots\dots$ $\pi(7) \dots\dots\dots$	-0,974 0,897	0,000 0,000	0,000 1,000	0,974 0,103	0,000 0,000	0,000 0,000	0,974 0,103	-1,086 0,671	1,160 0,225	-1,049 1,000	0,000 0,000	0,000 0,000	$\lambda_1^*(7)=\mathbf{0,36}$ $\lambda_2^*(7)=0,26$
$u(8) \dots\dots\dots$ $\pi(8) \dots\dots\dots$	-0,894 1,000	0,000 0,000	0,000 1,000	0,894 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,894 0,000	-0,270 0,703	-0,624 0,298	0,000 1,000	0,000 0,000	0,000 0,000	$\lambda_1^*(8)=0,36$ $\lambda_2^*(8)=\mathbf{0,12}$
$u(9) \dots\dots\dots$ $\pi(9) \dots\dots\dots$	0,000 1,000	0,000 0,000	0,000 1,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,026 0,000	-0,026 1,000	0,000 1,000	0,000 0,000	0,000 0,000	$\lambda_1^*(9)=11,3$ $\lambda_2^*(9)=\mathbf{26,7}$

Źródło: jak przy tabl. 1.

Tym razem już w fazie lotu udało się wybrać ostateczną próbę, gdyż w ostatniej iteracji wektor $\pi^* = \pi(9)$ zawiera wyłącznie zera i jedynki. Do próby wchodzi jednostki o numerach 1, 3, 9 i 10. Próba jest zatem idealnie zrównoważona, co potwierdzają wyliczenia zamieszczone w tabl. 6. Zrównoważenie względem zmiennej „miasto” automatycznie zapewnia zrównoważenie względem niewykorzystywanej zmiennej „wieś”. Łatwo sprawdzić, że oszacowania liczebności z przekroju płci i miejsca zamieszkania nie pokrywają się z faktycznymi liczebnościami, gdyż przekrój nie był celem zrównoważenia i ewentualna zgodność mogłaby wynikać jedynie z przypadku.

TABL. 6. OCENA DOKŁADNOŚCI ZRÓWNOWAŻENIA DLA PRÓBY Z PRZYKŁADU 2

Zmienne	X_j	$\hat{x}_{j, HT}$	Błąd względny w %
Kobieta	6	6	0
Mężczyzna	6	6	0
Miasto	3	3	0

Źródło: jak przy tabl. 1.

PODEJŚCIE KALIBRACYJNE

Podobnie jak w przypadku losowania zrównoważonego, szczególne metody kalibracji znane są i praktykowane od dawna, a stosunkowo niedawno jedynie ta koncepcja doczekała się ogólnego sformułowania i nadania jej nazwy „podejście kalibracyjne”. Za swoistą cezurę uważa się artykuł Deville’a, Särndala, (1992).

Standardowe zastosowanie podejścia kalibracyjnego dotyczy szacowania wartości globalnej zmiennej $y \left(Y = \sum_U y_k \right)$. Estymator kalibracyjny dla tego parametru zadany jest wzorem¹³:

$$\hat{y}_{cal} = \sum_s w_i y_i \quad (7)$$

gdzie w_i — waga kalibracyjna dla i -tej jednostki w próbie.

Konstrukcja estymatora kalibracyjnego jest analogiczna do estymatora HT $\left(\hat{y}_{HT} = \sum_s d_i y_i \right)$. W przeciwieństwie jednak do wag wynikających z planu losowania ($d_i = 1/\pi_i$), wagi kalibracyjne w_i nie są znane *a priori*, lecz zależą od wylosowanej próby. Ustalenie wag kalibracyjnych, które są kluczowym elemen-

¹³ Särndal, Lundström (2005), s. 57.

tem całego podejścia następuje w taki sposób, aby spełnione było tzw. równanie kalibracyjne (*calibration equation*)¹⁴:

$$\sum_s w_i \mathbf{x}_i = \mathbf{x} \quad (8)$$

Równanie to oznacza, że wagi kalibracyjne to takie, które zastosowane do zmiennych pomocniczych odtwarzają (tj. szacują bez błędu) znane wartości globalne tych zmiennych. Dodatkowo wagi wyznaczone są w taki sposób, aby różnica pomiędzy wektorem ostatecznych wag kalibracyjnych $[w_i]_{i \in S}$ a wektorem wag z planu losowania $[d_i]_{i \in S}$ była minimalna. Motywacją takiego postępowania jest zmniejszenie obciążenia estymatora¹⁵.

Możliwe jest wyznaczenie wielu różnych zestawów wag, które przy danych zmiennych pomocniczych będą spełniały równanie kalibracyjne. Uzyskane wagi zależą od metody wyznaczania oraz parametrów wybranej metody. W literaturze dominują dwa podejścia. Pierwsze polega na przyjęciu pewnej funkcji odległości między w_i a d_i , a następnie wyznaczeniu minimum tej funkcji ze względu na w_i , przy warunku (8). Najczęściej spotykaną postacią funkcji odległości jest¹⁶:

$$G(w_i, d_i) = \frac{(w_i - d_i)^2}{2d_i} \quad (9)$$

Suma odległości (9) po elementach w próbie, tj. $\sum_s \frac{(w_i - d_i)^2}{2d_i}$, osiąga minimum przy ograniczeniach wynikających z równania kalibracyjnego dla wag¹⁷:

$$w_i = d_i + d_i \left(\mathbf{X} - \sum_s d_i \mathbf{x}_i \right)^T \left(\sum_s d_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \mathbf{x}_i \quad (10)$$

Drugim podejściem jest metoda instrumentu. Punktem wyjścia jest zapisanie wagi kalibracyjnej jako iloczynu wagi wyjściowej (d_{ai}) oraz czynnika korygującego (v_i), tj. $w_i = d_{ai} v_i$. Wartości v_i powinny odzwierciedlać informację dodatkową dla i -tej jednostki. Najczęściej przyjmuje się $v_i = 1 + \lambda^T \mathbf{z}_i$, gdzie λ jest wektorem

¹⁴ Ibid., s. 58.

¹⁵ Estymator HT z wagami d_i jest nieobciążony, a obciążenie estymatora kalibracyjnego jest dodatnią funkcją różnicy $w_i - d_i$ — Särndal (2007), s. 105.

¹⁶ Inne funkcje podają Deville, Särndal (1992), s. 378. Autorzy konkludują, że wybór funkcji odległości nie ma istotnego znaczenia dla oszacowań oraz wariancji estymatora w przypadku co najmniej średnio licznych prób.

¹⁷ Deville, Särndal (1992), s. 377. Szczegółowe wyprowadzenie podaje Szymkowiak (2009), s. 101—103.

wartości zapewniającym spełnienie równania kalibracyjnego, a z_i jest tzw. wektorem—instrumentem, który jest pewną funkcją na wartościach x_i . Standardowym wyborem jest $d_{ai}=d_i$ oraz $z_i=x_i$, co prowadzi do wag identycznych z wzoru (10)¹⁸. W zależności zatem od wyboru funkcji odległości $G(w_i, d_i)$ bądź postaci czynnika korygującego v_i oraz instrumentu z_i można uzyskać inne postaci wag kalibracyjnych dopasowane do konkretnego badania (przede wszystkim do charakteru informacji dodatkowej).

Kalibracja może skutkować tym, że niektóre wagi będą bardzo duże, a także, że niektóre będą ujemne¹⁹. Obie sytuacje są postrzegane jako niepożądane²⁰. W celu ich uniknięcia proponowanych jest kilka rozwiązań. Jednym z nich jest odpowiednia konstrukcja funkcji odległości, która będzie zawierała dolną i górną wartość ograniczającą²¹. Innym jest dołączenie do równania kalibracyjnego kolejnego warunku utrzymującego wagi w ustalonych granicach ($L_i \leq w_i \leq U_i$) i zastosowanie programowania matematycznego w celu minimalizacji (9)²².

Pożądaną własnością wag jest to, że sumują się one do liczebności populacji. W wielu badaniach dokładna liczebność populacji nie jest znana. Jeżeli jednak jest ona znana lub istnieją co do niej wiarygodne szacunki, to aby uzyskać sumowalność do N , wystarczy do zbioru zmiennych dodatkowych dołączyć zmienną z wartościami 1 dla każdej jednostki.

Warto jeszcze zwrócić uwagę na podobieństwo podejścia kalibracyjnego i podejścia związanego z uogólnionym estymatorem regresyjnym (*generalized regression estimator*, GREG). Generalnie są to dwa różne podejścia do wykorzystania zmiennych dodatkowych na etapie estymacji statystycznej, jednak w niektórych przypadkach dają ten sam rezultat. W szczególności liniowy GREG, tj. estymator postaci:

$$\hat{y}_{reg} = \hat{y}_{HT} + (\mathbf{X}^T - \hat{\mathbf{x}}_{HT}^T) \hat{\mathbf{B}} \quad (11)$$

gdzie $\hat{\mathbf{B}} = \left(\sum_s d_i q_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \left(\sum_s d_i q_i \mathbf{x}_i y_i \right)$ może być przedstawiony w formie ważonej sumy wartości z próby²³:

$$\hat{y}_{reg} = \sum_s d_i g_i y_i \quad (12)$$

¹⁸ Särndal, Lundström (2005), s. 58 i 62.

¹⁹ Gdyby przyjąć, że waga określa liczbę jednostek w populacji, które są reprezentowane przez daną obserwację w próbie, jedynie wagi większe lub równe jedności byłyby do zaakceptowania.

²⁰ Deville i in. (1993), s. 1019.

²¹ Deville, Särndal (1992), s. 378.

²² Särndal (2007), s. 108.

²³ Ibid., s. 103.

gdzie:

$$g_i = 1 + q_i \lambda^T \mathbf{x}_i,$$

$$\lambda^T = \left(\mathbf{X} - \sum_s d_s \mathbf{x}_s \right)^T \left(\sum_s d_s q_s \mathbf{x}_s \mathbf{x}_s^T \right)^{-1},$$

q_i — czynnik skalujący, zwykle $q_i = 1$ dla $i \in s$.

Łatwo sprawdzić, że w tym przypadku wagi $d_i g_i$ z (12) są identyczne z wagami w_i z (10), a zatem liniowy GREG jest tym samym, co estymator kalibracyjny z funkcją odległości (9). Możliwość przedstawienia estymatora w formie ważonej sumy wartości z próby jest ważną własnością, szczególnie z praktycznego punktu widzenia. W rzeczywistym badaniu szacuje się zwykle wiele parametrów, więc budowanie estymatora osobno dla każdego parametru wymaga dużego nakładu pracy. Stosowanie estymatora wagowego znacznie upraszcza cały proces, gdyż wagi w przedstawionej formie nie zależą od wartości cechy y , a zatem mogą być wykorzystane wielokrotnie do szacowania innych parametrów. Poza tym system wag zapewnia addytywność szacunków, co oznacza, że przy szacowaniu parametrów dla podpopulacji, sumy ocen są równe ocenie dla całej populacji²⁴.

Ciekawy przykład liczbowy dotyczący kalibracji podają Józefowski i Szymkowiak (2012).

LOSOWANIE ZRÓWNOWAŻONE I KALIBRACJA

Zarówno losowanie zrównoważone, jak i kalibracja są metodami ogólnymi w swej dziedzinie, tzn. większość metod losowania może być postrzegana jako szczególne przypadki losowania zrównoważonego, a większość metod estymacji może być postrzegana jako szczególne przypadki podejścia kalibracyjnego²⁵. Pomijając kilka specyficznych wyborów, np. zrównoważenie lub kalibracja względem zmiennej złożonej z samych jedynek, obie metody dążą do zachowania spójności z rzeczywistymi zmiennymi dodatkowymi znanymi z innych źródeł. W tej części artykułu dokonano porównania losowania zrównoważonego i kalibracji, skupiając się na kryteriach związanych z wykorzystaniem informacji dodatkowej. Zestawiono ze sobą dwa alternatywne badania — losowanie zrównoważone z estymatorem HT oraz losowanie proste z estymatorem kalibracyjnym. Oba sposoby dotyczą szacowania wartości globalnej.

²⁴ Bracha i in. (2004), s. 30.

²⁵ Tillé (2011), s. 222.

Skuteczność odwzorowania parametrów zmiennych dodatkowych

W podejściu kalibracyjnym zawsze da się wykalibrować wagi w taki sposób, aby idealnie odtwarzały sumy zmiennych dodatkowych. W losowaniu zrównoważonym przeważnie nie da się wylosować próby idealnie zrównoważonej, najczęściej będzie to próba zrównoważona jedynie w przybliżeniu. Wynika to z tzw. problemu zaokrąglenia (*rounding problem*) — wielkość próby musi być liczbą całkowitą, co znacznie ogranicza pole manewru. Dla większości zmiennych nie będzie numerycznie możliwe wylosowanie próby, z której szacunek sumy estymatorem HT byłby taki sam, jak rzeczywista suma. Ilustracją tego problemu niech będzie następujący przykład:

Populacja U liczy 10 jednostek. Znale są wartości cechy x , którymi są kolejne liczby naturalne od 1 do 10. Zamierza się wylosować próbę 3-elementową, z jednakowym prawdopodobieństwem wyboru jednostek ($\pi_k=0,3$ dla $k \in U$). Warunek zrównoważenia (1) sprowadza się do tego, że prosta średnia z próby musi równać się średniej z populacji, czyli 5,5. Niestety żadna kombinacja 3 elementów nie wygeneruje takiego szacunku, gdyż suma z próby musiałaby być równa 16,5, co jest niemożliwe przy wszystkich wartościach całkowitoliczbowych.

Problem zaokrągleń staje się mało znaczący wraz ze wzrostem liczebności próby. Dla planów próbkowania z ustaloną liczebnością próby i w których suma prawdopodobieństwa inkluzji pierwszego rzędu jest liczbą całkowitą można wykazać, że dla dowolnej zmiennej równoważącej zachodzi²⁶:

$$\left| \hat{x}_{HT} - X \right| \leq (p-1) \cdot \max_{k \in U} \left| \frac{x_k}{\pi_k} - \frac{X}{n} \right| \quad (13)$$

gdzie $X = \sum_U x_k$.

Taka nierówność pokazuje górną granicę niedokładności zrównoważenia, czyli dla najgorszego możliwego przypadku. Należy jednak pamiętać, że faza ładowania, która jest wykonywana, jeżeli występuje problem zaokrągleń, ma na celu wybór próby najmniej odległej od idealnie zrównoważonej, więc zwykle różnica nie będzie sięgać tej górnej granicy.

Wpływ liczby zmiennych dodatkowych

Ogólnie rzecz biorąc, im większa liczba zmiennych pomocniczych, tym lepiej dla badania. Naturalnie zmienne te powinny być nieskorelowane między sobą, a skorelowane ze zmiennymi badanymi. W podejściu kalibracyjnym liczba

²⁶ Tillé (2006), s. 165.

zmiennych dodatkowych może być w zasadzie dowolna (o ile nie jest większa od liczebności próby), ponieważ zawsze da się dokładnie wykalibrować wagi względem każdej ze zmiennych. W losowaniu zrównoważonym, co wynika z nierówności (13), im więcej cech równoważących, tym jakość zrównoważenia dla poszczególnych zmiennych może być gorsza. Dodatkowo, jeżeli po fazie lotu zostanie zbyt dużo elementów niecałkowitych w wektorze π^* , to część najmniej istotnych zmiennych równoważących musi zostać odrzucona.

Elastyczność w doborze zmiennych dodatkowych

Kalibracja wag dokonywana jest po wylosowaniu próby, a zatem nic nie stoi na przeszkodzie, aby zmieniać zestaw cech dodatkowych, a także dokonywać ich transformacji, osobno dla każdej cechy badanej²⁷. W przypadku losowania zrównoważonego możliwy jest tylko jeden zestaw zmiennych pomocniczych, obowiązujący dla całego badania.

Wymogi co do znajomości zmiennych dodatkowych

W celu wykalibrowania wag wystarczająca jest znajomość wartości zmiennych dodatkowych dla jednostek wylosowanych do próby oraz wartości globalnych dla całej populacji. W losowaniu zrównoważonym wymogi są większe, gdyż niezbędna jest znajomość *a priori* wartości cech dodatkowych dla wszystkich jednostek w populacji. W przypadku badań statystyki publicznej oznacza to konieczność korzystania z rejestrów administracyjnych.

Wariancja estymatora sumy

Zarówno w kalibracji, jak i losowaniu zrównoważonym nie istnieją dokładne wzory na wariancję estymatora sumy. W obu przypadkach korzysta się z formuł przybliżonych i dla każdego z nich wariancje zwykle są niedoszacowane. Odnosnie kalibracji niedoszacowanie wynika z tego, że nie bierze się pod uwagę zmienności wag, a w losowaniu zrównoważonym z tego, że zakłada się idealne zrównoważenie. Wariancja estymatora kalibracyjnego jest w przybliżeniu taka sama, jak wariancja estymatora GREG i wyraża się wzorem²⁸:

$$D^2(\hat{y}_{cal}) \approx \sum_U \sum (\pi_{kl} - \pi_k \pi_l) \left(\frac{y_k - y_k^*}{\pi_k} \right) \left(\frac{y_l - y_l^*}{\pi_l} \right) \quad (14)$$

²⁷ W praktyce raczej nie zmienia się zestawu zmiennych dodatkowych, szczególnie jeżeli chodzi o statystykę publiczną, gdyż pociągałoby to za sobą różne zestawy wag, a tym samym możliwość uzyskiwania różnych rozkładów brzegowych tej samej zmiennej, co jest sprzeczne z jednym z celów kalibracji, jakim jest uzyskanie spójności szacunków.

²⁸ Deville, Särndal (1992), s. 379.

gdzie:

π_{kl} — prawdopodobieństwo inkluzji drugiego rzędu,

$y_k^* = \mathbf{x}_k^T \mathbf{B}$ — wartość teoretyczna zmiennej y dla k -tej jednostki,

$$\mathbf{B} = \left(\sum_U q_k \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k^T \right)^{-1} \left(\sum_U q_k \mathbf{x}_k y_k \right),$$

q_k — waga ustalana przez badacza (zwykle $q_k = 1$ dla $k \in U$).

Estymatorem tej wariancji jest wyrażenie²⁹:

$$\hat{D}^2(\hat{y}_{cal}) \approx \sum_s \sum_j \frac{\pi_{ij} - \pi_i \pi_j}{\pi_{ij}} w_i (y_i - y_i^*) w_j (y_j - y_j^*) \quad (15)$$

gdzie:

$$y_k^* = \mathbf{x}_k^T \hat{\mathbf{B}}_w,$$

$$\hat{\mathbf{B}}_w = \left(\sum_s w_i q_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \left(\sum_s w_i q_i \mathbf{x}_i y_i \right)$$

W przypadku losowania zrównoważonego trudno jest określić prawdopodobieństwa inkluzji drugiego rzędu, szuka się więc rozwiązań, które będą pomijały ten problem. Jednym z nich jest technika resztowa (*residual technique*), opierająca się na resztach z regresji zmiennej badanej względem zmiennych równoważących. Punktem wyjścia jest tu przyjęcie, że losowanie zrównoważone może być postrzegane jako warunkowe próbkowanie Poissona³⁰. Pozwala to na wyrażenie wariancji w następujący sposób³¹:

$$D_{bal}^2(\hat{y}_{HT}) = \sum_U b_k (\tilde{y}_k - \tilde{y}_k^*)^2 \quad (16)$$

gdzie:

$$b_k = \tilde{\pi}_k (1 - \tilde{\pi}_k),$$

$\tilde{\pi}_k$ — prawdopodobieństwo inkluzji pierwszego rzędu dla próbkowania Poissona,

²⁹ Ibid, s. 380.

³⁰ Próbkowanie/losowanie Poissona (*Poisson sampling*) polega na dokonaniu N niezależnych eksperymentów losowych, w wyniku których każdej jednostce w populacji zostaje przypisana wartość 1 lub 0, oznaczająca odpowiednio wylosowanie lub niewylosowanie jednostki do próby, w taki sposób, aby prawdopodobieństwo wylosowania jednostki było równe π_k (Särndal i in., 1997, s. 85). Warunkowe próbkowanie Poissona pozwala wylosować próbę o założonej wielkości, np. poprzez powtarzanie próbkowania do uzyskania założonego n (Tillé, 2006, s. 79—98).

³¹ Tillé (2006), s. 170.

$$\tilde{y}_k = \frac{y_k}{\pi_k},$$

$$\tilde{y}_k^* = \tilde{\mathbf{x}}_k^T \left(\sum_U b_i \tilde{\mathbf{x}}_i \tilde{\mathbf{x}}_i^T \right)^{-1} \sum_U b_i \tilde{\mathbf{x}}_i \tilde{y}_i \quad \text{— wartość teoretyczna dla regresji } \tilde{y}_k \text{ względem } \tilde{\mathbf{x}}_k,$$

$$\tilde{\mathbf{x}}_k = \frac{\mathbf{x}_k}{\pi_k}.$$

Ze względu na to, że losowanie jest zrównoważone, nie są znane wartości $\tilde{\pi}_k$ (nie są tożsame z π_k) i tym samym możliwe jest jedynie przybliżenie wariancji estymatora sumy. Deville i Tillé (2005) podają cztery warianty doboru wartości b_k , które w większości przypadków dają przybliżenie wariancji z błędem względnym nie większym niż 10%.

W rozważanym tutaj przypadku (losowanie proste z estymatorem kalibracyjnym vs. losowanie zrównoważone z estymatorem HT) wariancja estymatora sumy jest w przybliżeniu taka sama i wynosi:

$$D^2(\hat{y}_{cal}) \approx D_{bal}^2(\hat{y}_{HT}) \approx N^2 \left(1 - \frac{n}{N} \right) \frac{S_e^2}{n} \quad (17)$$

gdzie $S_e^2 = \frac{1}{N-p} \sum_U (y_k - y_k^*)^2$ — wariancja resztowa regresji y względem zmiennych x .

Bez względu na dokładną postać wzoru, wariancja estymatora sumy w obu podejściach zależy od stopnia wyjaśnienia zmiennej badanej przez zmienne dodatkowe. Im pełniejsze będzie to wyjaśnienie, tym zmienność estymatora będzie mniejsza.

Stosunek do podejścia modelowego

Zarówno kalibracja, jak i losowanie zrównoważone nie wymagają formułowania modelu, gdyż są to techniki wywodzące się z podejścia randomizacyjnego. Przyjmując jednak punkt widzenia wspomagany modelem (*model-assisted*) można wykazać, że dla prostego modelu liniowego postaci: $y_k = \mathbf{x}_k^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_k$ optymalną strategią badania jest losowanie próby zrównoważonej (z prawdopodobieństwami inkluzji pierwszego rzędu proporcjonalnymi do odchylenia standardowego błędów modelu) i estymator HT. Strategia taka będzie optymalna również ze *stricte* modelowego punktu widzenia, jeżeli heteroskedastyczność modelu jest w pełni wyjaśniona³². Bez względu na podejście, zawsze rozsądne

³² Nedyalkova, Tillé (2008), s. 533.

jest wylosowanie próby w sposób zrównoważony, gdyż praktycznie zawsze przyniesie ono wzrost efektywności pod względem randomizacyjnym, natomiast z punktu widzenia nadpopulacyjnego ochroni przed błędną specyfikacją modelu.

Występowanie braków odpowiedzi

Kalibracja jest bardzo dobrym narzędziem do redukcji obciążenia wynikającego z braków odpowiedzi (też z błędów pomiaru i pokrycia). Särndal i Lundström (2005) poświęcili znaczną część swojej książki o estymacji w badaniach z brakami odpowiedzi technikom kalibracji. Z kolei w przypadku losowania zrównoważonego braków odpowiedzi nie powinno być wcale. Stąd losowanie zrównoważone dobrze się sprawdza w sytuacjach, w których nie występuje zagrożenie brakami odpowiedzi, np.: w losowaniu jednostek na pierwszych stopniach w losowaniu wielostopniowym, w losowaniu zespołów jednostek, statystycznej kontroli jakości, badaniach obowiązkowych itp.

LOSOWANIE ZRÓWNOWAŻONE I KALIBRACJA W JEDNYM BADANIU

Nic nie stoi na przeszkodzie, aby stosować losowanie zrównoważone i kalibrację w jednym badaniu. Z takiego łącznego zastosowania wynikają dodatkowe korzyści. Jak już napisano, losowanie zrównoważone prawie nigdy nie zapewnia dokładnego odwzorowania parametrów zmiennych dodatkowych, dlatego celowe jest w takiej sytuacji dokonanie kalibracji wag, aby uzyskać dokładne odwzorowanie. Zastosowanie wyłącznie kalibracji może skutkować dużą zmiennością wag (nawet wagami ujemnymi), co jest problematyczne, szczególnie przy szacowaniu wariancji. Kalibracja zastosowana do próby w przybliżeniu zrównoważonej zmieni wagi jedynie w niewielkim stopniu, ponieważ korekta dotyczyć będzie jedynie problemu zaokrągleń. Dzięki takiemu rozwiązaniu zmienność ostatecznych wag będzie znacznie mniejsza niż w przypadku zastosowania wyłącznie kalibracji³³.

Dodatkowo losowanie zrównoważone może się odbywać względem określonego zestawu zmiennych dodatkowych, natomiast kalibracja może być dokonana w stosunku do innego zestawu zmiennych dodatkowych. Zwykle po wylosowaniu próby istnieje możliwość kalibracji względem większej liczby zmiennych, gdyż wymagania co do zakresu znajomości zmiennych dodatkowych są mniejsze. W takiej sytuacji konieczne jest uwzględnienie w kalibracji również zmiennych wykorzystywanych do losowania zrównoważonego, ponieważ bez tego efekt zrównoważenia mógłby zostać utracony³⁴.

³³ Deville, Tillé (2004), s. 907.

³⁴ Wyjątkiem od tej zasady jest sytuacja, w której dane użyte do losowania zrównoważonego zdezaktualizowały się i na etapie estymacji dostępne są nowsze dane dotyczące tych samych zmiennych (Tillé, 2011, s. 223).

Poza zestawem zmiennych dodatkowych, inny może być również zakres populacji, do którego odnosi się dana technika. Czasami na etapie doboru próby celowo pomijane są niektóre jednostki populacji ze względów organizacyjnych (np. trudny dostęp, wysokie koszty) lub dane jednostkowe odnośnie zmiennych pomocniczych nie obejmują pewnego typu jednostek. W takich sytuacjach próba może być zrównoważona względem części populacji, natomiast aby można było wnioskować o całej populacji, kalibracja dokonywana jest w stosunku do znanych sum dla całej populacji. Przykładowo w badaniu *exit poll*³⁵ jako zmienne dodatkowe wykorzystać można wyniki przeszłych wyborów, znane dla każdego obwodu głosowania. Ze względu na to, że populacja obwodów zmienia się nieco pomiędzy wyborami, a także dlatego, że badanie nie jest przeprowadzane w niektórych obwodach (np. niepowszechnych), nie można wylosować próby zrównoważonej w stosunku do całej populacji. Ale próba może być zrównoważona w stosunku do znacznej części populacji, a następnie kalibracja wag w stosunku do tych samych zmiennych, ale odnoszących się do wszystkich jednostek, zapewni możliwość wnioskowania o całej populacji³⁶.

Podsumowanie

Losowanie zrównoważone oraz kalibracja wag umożliwiają osadzenie badania próbkowego w konkretnej rzeczywistości dzięki powiązaniu ze znanymi zmiennymi dodatkowymi. Dzięki temu wnioskowanie o populacji jest dokładniejsze, a szacunki cech pomocniczych są spójne z informacjami pochodzącymi z innych źródeł. Wpływa to na poprawę jakości statystyki z punktu widzenia użytkownika.

W artykule przedstawiono sposób doboru próby zrównoważonej za pomocą metody kostki. Algorytm postępowania zilustrowano za pomocą dwóch przykładów liczbowych. Zwrócono uwagę na to, że próba przeważnie nie będzie mogła być idealnie zrównoważona, ale zawsze możliwe jest zrównoważenie w przybliżeniu, co znacznie zmniejsza zmienność oszacowań sum cech dodatkowych.

Porównanie losowania zrównoważonego z kalibracją wypada korzystniej dla tej drugiej metody — głównie ze względu na zawsze dokładne odwzorowanie sum zmiennych dodatkowych bez względu na ich liczbę, mniejsze wymogi informacyjne i lepsze radzenie sobie z brakami odpowiedzi. Jednak kalibracja również ma swoje wady, dlatego postuluje się stosowanie obu metod w jednym badaniu, co połączy korzyści z nich wynikające, eliminując jednocześnie ich wady.

dr Arkadiusz Kozłowski — *Uniwersytet Gdański*

³⁵ Badanie przeprowadzane w dniu wyborów, w którym respondenci (wyborcy) opuszczający lokal wyborczy odpowiadają m.in. na kogo oddali swój głos.

³⁶ Szerzej na ten temat Kozłowski (2014).

LITERATURA

- Bracha C., Jakubowski J., Szarkowski A. (2004), *Analiza porównawcza estymatorów regresyjnych w reprezentacyjnych badaniach statystycznych*, GUS ZBSE, Warszawa.
- Deville J.-C., Särndal C.-E. (1992), *Calibration estimators in survey sampling*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 87, No. 418.
- Deville J.-C., Särndal C.-E., Sautory O. (1993), *Generalized raking procedures in survey sampling*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 88, No. 423.
- Deville J.-C., Tillé Y. (2004), *Efficient balanced sampling: The cube method*, „Biometrika”, Vol. 91, No. 4.
- Deville J.-C., Tillé Y. (2005), *Variance approximation under balanced sampling*, „Journal of Statistical Planning and Inference”, Vol. 128, No. 2.
- Józefowski T., Szymkowiak M. (2012), *Estymatory kalibracyjne w badaniach statystycznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1.
- Kozłowski A. (2012), *The usefulness of past data in sampling design for exit poll surveys*. „Studia Ekonomiczne”, t. 120.
- Kozłowski A. (2014), *The use of non-sample information in exit poll surveys in Poland*. „Statistics in Transition — new series”, Vol. 15, No. 1.
- Langel M., Tillé Y. (2011), *Corrado Gini, a pioneer in balanced sampling and inequality theory*, „METRON — International Journal of Statistics”, Vol. LXIX, No. 1.
- Nedyalkova D., Tillé Y. (2008), *Optimal sampling and estimation strategies under the linear model*, „Biometrika”, Vol. 95, No. 3.
- Platek R., Särndal C.-E. (2001), *Czy statystyk może dostarczyć dane wysokiej jakości?* „Wiadomości Statystyczne”, nr 4.
- Särndal C.-E. (2007), *The calibration approach in survey theory and practice*, „Survey Methodology”, Vol. 33, No. 2.
- Särndal C.-E., Lundström S. (2005), *Estimation in surveys with nonresponse*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Särndal C.-E., Swensson B., Wretman J. H. (1997), *Model assisted survey sampling*, Springer, New York.
- Szymkowiak M. (2009), *Imputacja i kalibracja — nowe możliwości estymacji w badaniach statystycznych z brakami odpowiedzi*, „Zeszyty Naukowe, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu”, nr 116.
- Tillé Y. (2006), *Sampling algorithms*, Springer, New York.
- Tillé Y. (2011), *Ten years of balanced sampling with the cube method: An appraisal*, „Survey Methodology”, Vol. 37, No. 2.
- Valliant R., Dorfman A. H., Royall R. M. (2000), *Finite population sampling and inference: A prediction approach*, John Wiley&Sons, New York.

Summary. *A balanced sampling design is a design in which Horvitz-Thompson estimators of population totals for a set of auxiliary variables equal the known totals of these variables. On the other hand, calibration is a technique where the modification of design weights occurs in such a way that the new weights, when applied to auxiliary variables, reproduce, i.e. estimate without error, the known totals for these variables. The general idea behind balanced sampling and calibration is thus the same — both techniques tend to reproduce known totals of the auxiliary variables. The purpose of the paper is to describe*

and compare both techniques, considering them as alternatives in achieving the same goal. More attention was devoted to balanced sampling. The algorithm for selecting a sample was illustrated with two numerical examples. The comparison between balanced sampling and calibration, as alternatives, indicates calibration, but the best strategy is to use both methods simultaneously.

Keywords: balanced sampling, calibration.

Резюме. Сбалансированная выборка заключается в такой выборке, чтобы оценки вспомогательных сумм величин оценкой Хорвица-Томсона были равны фактическим суммам этих величин. В то же время калибровка состоит в модификации выходных весов являющихся результатом плана выборки так, чтобы модифицированные веса воссоздавали известные суммы вспомогательных величин. Идея обоих методов состоит в копировании значения глобальных дополнительных величин. Целью статьи является представление и сопоставление двух методов, которые считаются альтернативой для достижения той же цели. Больше внимание было уделено сбалансированной выборке. Алгоритм выборки представлен с помощью двух простых примеров. Сравнение сбалансированной выборки с калибровкой является выгодным для другого метода, но самым хорошим решением является одновременное использование обоих методов.

Ключевые слова: сбалансированная выборка, калибровка.

O złej radzie dotyczącej testu F Snedecora

Streszczenie. *W polskojęzycznych pracach (wydanych w formie drukowanej, jak również dostępnych w Internecie) omawiających weryfikację hipotezy o równości wariancji w dwóch populacjach gaussowskich (test F) pojawia się rada, by oszacowania wariancji o większej wartości umieszczać w liczniku statystyki testowej, a jako granicę obszaru dopuszczalnego przyjąć stosowny kwantyl rozkładu F . Prowadząc w artykule rozważania analityczne i eksperymenty numeryczne pokazano, że jest to zła rada, ponieważ idąc za nią czyni się rzeczywisty błąd pierwszego rodzaju dwukrotnie większy od założonego.*

Słowa kluczowe: rozkład chi-kwadrat, rozkład F , test F , metoda Monte Carlo.

Sprawa, której dotyczy artykuł, miała początek, gdy natrafiałem w Internecie na materiały dydaktyczne omawiające m.in. test F . Autorzy tych materiałów radzili, aby liczyć statystykę testową umieszczając większe z oszacowań wariancji w liczniku, a mniejsze w mianowniku oraz przyjmując za górną granicę obszaru dopuszczalnego stosowny kwantyl rozkładu F . Okazało się, że podobne rady można znaleźć np. w pracach Brandta (1998), Starzyńskiej (2002) i Zielińskiego (1972). Ciekawe, w ilu jeszcze nowszych podręcznikach będzie zawarta ta sama rada, z jednoczesnym powołaniem się na poprzednie. W dalszej części artykułu przedstawiono eksperymenty numeryczne pokazujące, że jest to zła rada, bowiem postępując według niej uzyskuje się błąd pierwszego rodzaju dwukrotnie większy od założonego. Następnie przedstawiono rozważania analityczne wyjaśniające, dlaczego tak się dzieje.

By stwierdzić, że rada jest zła nie potrzebujemy ani eksperymentu, ani analizy. Przypomnijmy, że zmienna losowa F podlegająca rozkładowi Snedecora jest ilorazem niezależnych zmiennych losowych o rozkładzie chi-kwadrat:

$$F = \frac{\chi_1^2/n_1}{\chi_2^2/n_2} \quad (1a)$$

gdzie n_1, n_2 — liczba stopni swobody zmiennej losowej chi-kwadrat indeksowanych 1, 2.

Statystykę utworzoną według omawianej rady oznaczmy symbolem WF . Ma ona postać:

$$WF = \max(F, 1/F) \quad (1b)$$

i oczywiście nie podlega rozkładowi F choćby z tego powodu, że jej dystrybuenta jest z definicji tożsamościowo równa 0 w przedziale $(0, 1)$. Skoro statystyka testowa nie podlega rozkładowi F , nie może on być użyty do wyznaczania granicy obszaru dopuszczalnego.

EKSPERYMENT NUMERYCZNY METODĄ MONTE CARLO

Eksperyment jest bardzo prosty i wykonano go w Excelu. Stosowny skoroszyt Excela można uzyskać od autora pisząc na adres adrastat@hotmail.com. Wygenerowano dwa zestawy po 5000 próbek. Każda próbka to 30 realizacji zmiennej losowej o rozkładzie $N(0, 1)$. Z każdej próbki oszacowano wariancję. Wygenerowano też 5000 realizacji b_i^* , $i = 1, 2, \dots, 5000$, binarnej zmiennej losowej B o rozkładzie $\Pr(B=0)=\Pr(B=1)=1/2$. Gdy okazywało się, że $b_i^* = 1$, to w liczniku formuły umieszczano wariancję oszacowaną z pierwszego zestawu, natomiast gdy $b_i^* = 0$ — z drugiego. Postępując tak uzyskiwano realizacje F_i^* , $i = 1, 2, \dots, 5000$, realizacji zmiennej losowej z rozkładu zmiennej losowej F .

Korzystając z tych samych zestawów wyznaczono realizacje zmiennej losowej WF_i^* , $i = 1, 2, \dots, 5000$, zawsze umieszczając większą wariancję w liczniku. Mając realizacje F_i^* oraz WF_i^* weryfikowano 5000 razy hipotezę H_0 mówiącą, że wariancje w populacjach gaussowskich, z których pochodziły próby są jednakowe. Konkurowała z nią hipoteza H_1 mówiąca, że wariancje są różne. Prawdziwa była oczywiście H_0 . Przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,1$. Realizowano dwa schematy weryfikacji:

Schemat S₁

Granice obszaru dopuszczalnego to kwantyle rozkładu zmiennej losowej F odpowiadające prawdopodobieństwu $\alpha/2$ i $1-\alpha/2$ przy 29 stopniach swobody dla licznika i mianownika. Dolna granica obszaru dopuszczalnego wynosi $F_d^{kr} = 0,537$, z kolei górna granica — $F_g^{kr} = 1,861$. Hipotezę H_0 odrzucano, jeśli $F_i^* < F_d^{kr}$ lub $F_i^* > F_g^{kr}$.

Schemat S₂ (według wspomnianej rady)

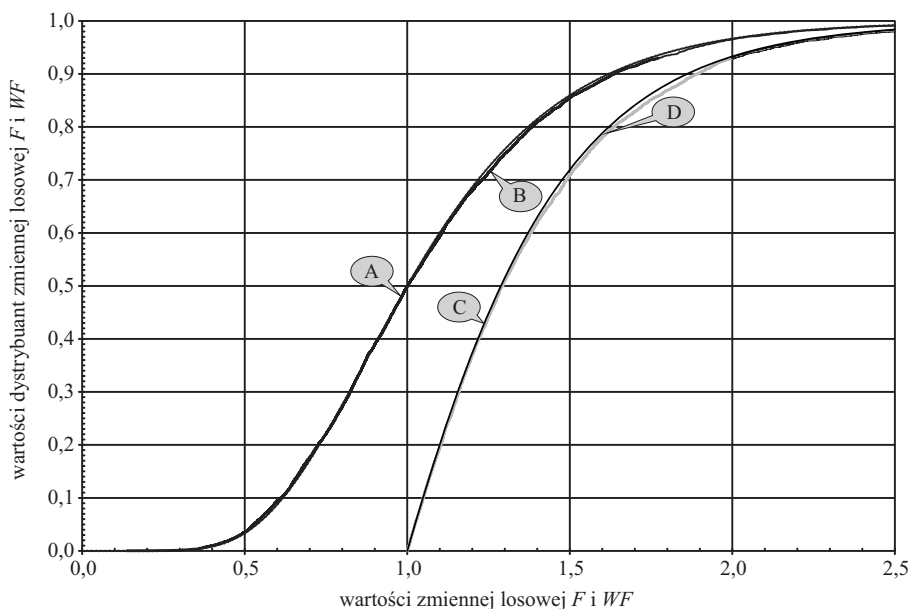
Górna granica obszaru dopuszczalnego to $F_g^{kr} = 1,620$. Jest to kwantyl rozkładu zmiennej losowej F odpowiadający prawdopodobieństwu $1-\alpha$. Hipotezę H_0 odrzucano, jeśli $WF_i^* > F_g^{kr}$.

W toku realizacji schematu S_1 miało miejsce 546 przypadków odrzucenia H_0 . Zatem poziom istotności *ex post* wynosił $546/5000=0,1092$, czyli był równy założonemu.

W toku realizacji schematu S_2 miało miejsce 1041 przypadków odrzucenia H_0 , zatem poziom istotności *ex post* to $1041/5000=0,2082$. Jest on więc dwukrotnie większy od założonego.

Na wyk. 1 przedstawiono cztery dystrybuanty oznaczone jako A, B, C, D.

**Wykr. 1. TEORETYCZNE I DOŚWIADCZALNE DYSTRYBUANTY
ZMIENNEJ LOSOWEJ F i WF**



Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonego badania.

Są to dystrybuanty:

- A — rozkładu zmiennej losowej F dla 29 stopni swobody zarówno w liczniku, jak i w mianowniku;
- B — doświadczalna rozkładu zmiennej losowej F uzyskana z „próby” powstałej przez 5000-krotną realizację schematu S_1 ;
- C — rozkładu zmiennej losowej $WF=\max(F,1/F)$. Sposób jej wyliczenia podano w następnej części artykułu;
- D — doświadczalna rozkładu zmiennej losowej WF uzyskana z „próby” powstałej przez 5000-krotną realizację schematu S_2 .

Dystrybuanta B pokrywa się z dystrybuantą A, zatem schemat S_1 przynosi statystykę podlegającą rozkładowi F . Dystrybuanta D pokrywa się z dystrybuantą C, zatem schemat S_2 przynosi statystykę podlegającą rozkładowi WF . Eksperyment powtórzono, ale z jedną zmianą odnoszącą się do drugiego zestawu pró-

by o liczebności 15. Uzyskano identyczny wynik. Schemat S_1 skutkował błędem pierwszego rodzaju identycznym z założonym, schemat S_2 — dwukrotnie większym od założonego.

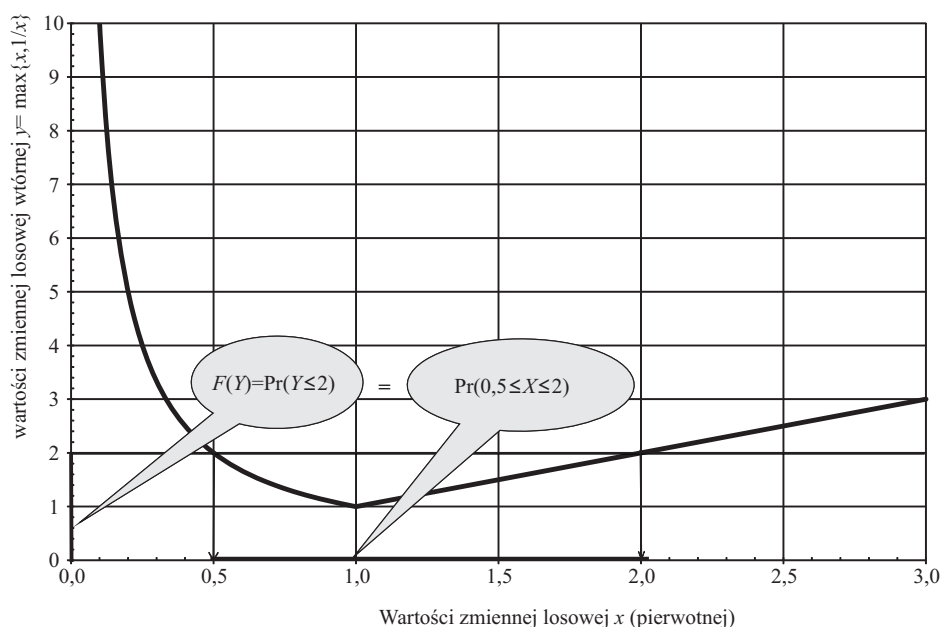
ROZWAŻANIA ANALITYCZNE

Litera F przypisana rozkładowi Snedecora jest też powszechnie stosowana do oznaczania dystrybuanty. Dlatego teraz zastąpimy F przez X , zaś WF — przez Y . Funkcja przekształcająca wartość x zmiennej losowej X w wartość y zmiennej losowej Y ma postać:

$$y = \max(x, 1/x) = \begin{cases} 1/x & \text{gdy } x < 1 \\ x & \text{gdy } x \geq 1 \end{cases} \quad (2)$$

Funkcję przekształcającą pokazano na wykr. 2.

Wykr. 2. ILUSTRACJA TECHNIKI WYZNACZANIA DYSTRYBUANTY ZMIENNEJ LOSOWEJ WF



Źródło: jak przy wykr. 1.

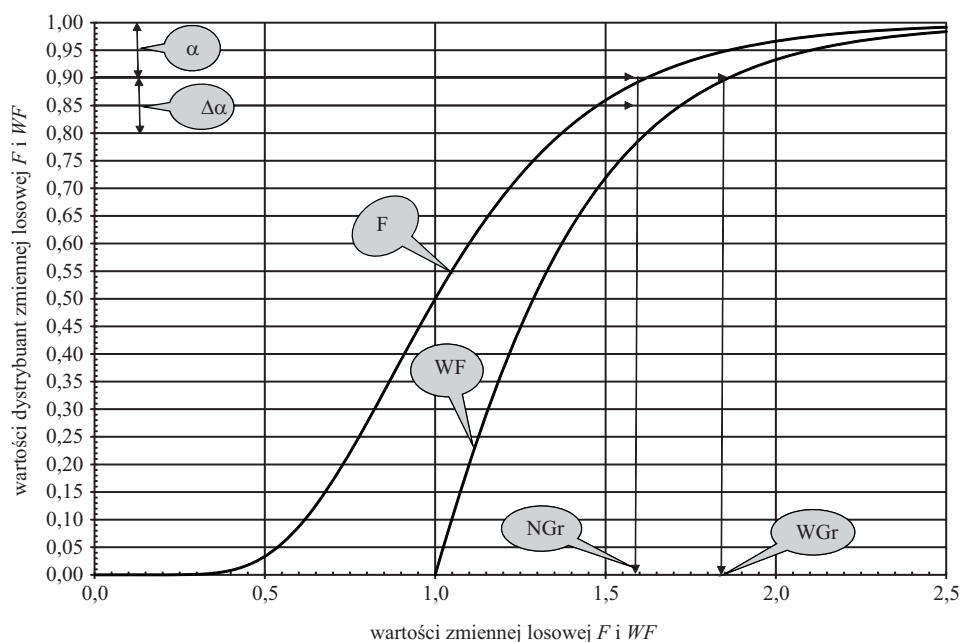
Kierując się nim otrzymujemy:

$$F_Y(y)^{def} = \Pr(Y \leq y) = \Pr(1/y \leq X \leq y) = F_X(y) - F_X(1/y) \quad (3)$$

Przebieg dystrybuant zmiennej losowej X i Y pokazano na wyk. 3, gdzie:

- α — błąd pierwszego rodzaju, czyli poziom istotności testu;
- $\Delta\alpha$ — przyrost błędu pierwszego rodzaju spowodowany zastosowaniem niewłaściwego rozkładu statystyki testowej w schemacie S_2 , czyli rozkładu F ;
- F — krzywa oznaczająca dystrybuantę rozkładu zmiennej losowej F ;
- WF — krzywa oznaczająca dystrybuantę zmiennej losowej WF ;
- NGr — niewłaściwa granica obszaru dopuszczalnego;
- WGr — właściwa granica obszaru dopuszczalnego.

Wykr. 3. ILUSTRACJA PRZYCZYN WZROSTU PRAWDOPODOBIENSTWA BŁĘDU I RODZAJU



Źródło: jak przy wyk. 1.

Wykres pomaga w wyjaśnieniu, dlaczego postępując według S_2 popełnia się błąd pierwszego rodzaju znacznie większy od założonego. Rozkład F ma tę szczególną właściwość, że ok. 50% prawdopodobieństwa leży w przedziale $\langle 0,1 \rangle$ i, co bardzo ważne, zmiana liczby stopni swobody niewiele tę frakcję zmienia. Zatem połowa (!) prawdopodobieństwa musi być przy przejściu od X do Y przemieszczona powyżej jedynki.

Niech α będzie przyjętym poziomem istotności testu. Kwantyl rozkładu zmiennej losowej Y (czyli WF) odpowiadający prawdopodobieństwu $1-\alpha$ bę-

dzie z opisanego powodu znacznie większy od odpowiadającego temu samemu prawdopodobieństwu kwantyla rozkładu zmiennej losowej X (czyli F). Nawet jeśli H_0 jest słuszna, to 12% realizacji statystyki testowej powstałej w toku obliczeń prowadzonych według schematu S_2 wpadnie między NGr i WGr. Wzrost błędu pierwszego rodzaju i tak jest mały, jak na to, co mogłoby być, gdyby powstający w wyniku przekształcenia (2) rozkład zmiennej losowej Y (WF) nie wypiętrzał się tuż za jedynką, a rósłby mu tzw. „ogon”.

Podsumowanie

Weryfikując testem F hipotezę o równości wariancji w dwóch populacjach gaussowskich, można postępować dwojako:

- losowo przydzielać oszacowania wariancji do licznika i mianownika, czyli zrealizować schemat S_1 . Generatorem liczb losowych binarnych o rozkładzie równomiernym może być chociażby moneta lub kostka;
- większe co do wartości oszacowanie umieszczać w liczniku, mniejsze w mianowniku, czyli realizować S_2 . Z kolei jako górną granicę obszaru dopuszczalnego przyjmować kwantyl rozkładu F odpowiadający prawdopodobieństwu $1 - \alpha$ i odrzucać słuszną H_0 dwa razy częściej niż się zamierzało.

prof. dr hab. Antoni Drapella — Akademia Marynarki Wojennej w Gdyni

LITERATURA

- Brandt S. (1998), *Analiza danych*, PWN, Warszawa.
- Starzyńska W. (2002), *Statystyka praktyczna*, PWN, Warszawa.
- Zieliński R. (1972), *Tablice statystyczne*, PWN, Warszawa.

Summary. *Readers of some domestic statistical textbooks and Internet publications related to F test are advised to accomplish the following test scheme: After having sample variances calculated use quotient of greater to smaller of them as the test statistics. Then take $1 - \alpha$ quantile of the F distribution as the critical value. This paper identifies this advice to be wrong and gives reason for it: test statistics in question definitely does not follow the F distribution. So, derivation of the proper test statistics named WF as well as the method of calculating WF 's cumulative distribution function is given. Analytical considerations are confirmed by two Monte Carlo experiments. These show that following the advice one makes first type error two times greater than wanted.*

Keywords: the F distribution, the chi-square distribution, the Snedecor test, the Monte Carlo method.

Резюме. В разработках на польском языке (опубликованных в печатном виде и доступных в Интернете) обсуждающих проверку гипотезы равенства дисперсии в двух гауссовских популяциях (критерий F) появляется совет, чтобы оценки дисперсии с большим значением помещать в счетчике тестовой статистики, а в качестве границы допустимой площади принять соответствующий квантиль распределения F . Представляя в статье аналитические соображения и численные эксперименты было показано, что это плохой совет, так как следуя ему делается реальная ошибка первого вида два раза больше чем планированная.

Ключевые слова: распределение хи-квадрат, распределение F , критерий F , метод Монте Карло.

Waldemar FLORCZAK

Szacunki kosztów nieformalnego systemu pomocy prawnu-obywatelskiej¹

Streszczenie. *Artykuł przedstawia szacunki kosztów funkcjonowania bieżącego, nieodpłatnego systemu poradnictwa prawnu-obywatelskiego w Polsce. Ze względu na brak twardych danych zaproponowano autorskie procedury pomiaru. Wyróżniono dwie metody wyceny — quasi-rynkową oraz quasi-budżetową. Zgodnie z pierwszą z nich publiczne koszty funkcjonowania nieformalnego systemu pomocy prawnu-obywatelskiej wyniosły w 2012 r. 540 mln zł. Wielkość tę uzyskano na podstawie informacji o ogólnej liczbie udzielonych porad oraz ich rozkładzie ze względu na stopień trudności czy też czasochłonności. W metodzie drugiej, w zależności od dostępności danych oraz specyfiki podmiotów udzielających porad prawnu-obywatelskich, zaproponowano trzy warianty pomiaru. Łączne koszty według procedury quasi-budżetowej wyniosły 514 mln zł. Uzyskany rezultat jest zatem bliski wielkości otrzymanej w metodzie quasi-rynkowej, co wydaje się wzmacniać wiarygodność analizy. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że publiczne nakłady na funkcjonowanie niezinstytucjonalizowanego systemu pomocy prawnu-obywatelskiej są nie niższe niż 500 mln zł rocznie.*

Słowa kluczowe: pomoc prawnu-obywatelska, usługodawcy, beneficjenci, podaż i popyt na usługi prawne, szacunki kosztów.

Powszechny dostęp do pomocy prawnej jest warunkiem podmiotowości obywateli i niezbędnym warunkiem równości szans wszystkich członków społeczeństwa. W większości państw należących do zachodniego kręgu kulturowego — i nie tylko w nich — funkcjonują zorganizowane systemy świadczenia pomocy prawnej potrzebującym osobom (Winczorek, 2012). Jak wynika z wniosków zawartych w przeglądzie dotychczasowych propozycji projektów ustaw dotyczących systemowych rozwiązań poradnictwa prawnego w Polsce (Bojarski, 2012), jednym z głównych powodów zaniechania tych inicjatyw była niedostateczna wiedza o skali obciążeń finansowych wynikających z wdrożenia i funk-

¹ Opracowanie powstało w ramach realizacji grantu Narodowego Centrum Nauki nr 2012/07/B/HS4/02994.

cjonowania reformy powszechnego poradnictwa prawno-obywatelskiego. Punktem wyjścia do takich analiz (szczególnie dotyczących aspektów finansowych) powinno być wielowymiarowe i rzetelne poznanie wyjściowego stanu rzeczy (Preisert i in., 2013; Wiaderek, 2014).

Odpowiedź na pytanie o koszty funkcjonowania bieżącego niezinstytucjonalizowanego systemu nieodpłatnego systemu poradnictwa prawnego i obywatelskiego² nie jest ani łatwa, ani jednoznaczna. Wynika to z kilku powodów. Po pierwsze, dotarcie do wiarygodnych i zagregowanych danych nie jest możliwe, gdyż podmioty, które mogłyby gromadzić takie dane (m.in. GUS, ministerstwa) nie prowadzą tego rodzaju ewidencji. Jest to sytuacja typowa nie tylko dla Polski (Gramatnikov i in., 2009).

Po drugie, pojawiają się wątpliwości co do zakwalifikowania niektórych podmiotów do grupy usługodawców. Dotyczy to przede wszystkim jednostek, których główne cele statutowe nie obejmują *explicite* zadań poradnictwa prawno-obywatelskiego, chociaż prowadzą one aktywność informacyjno-poradniczą ograniczoną do specyfiki swej działalności, np. urzędy skarbowe, biura obsługi interesantów w sądach powszechnych itp.³. Jednostek tych nie objęto ogólnopolskim badaniem ankietowym usługodawców, brakuje zatem informacji uzyskanych bezpośrednio od nich.

Po trzecie, dane dotyczące finansowych aspektów funkcjonowania podmiotów świadczących pomoc prawno-obywatelską zebrane w tym badaniu nie są ani dostatecznie liczne, ani odpowiednio sprofilowane, nie można zatem na ich podstawie dokonać rzetelnej wyceny ogólnych kosztów systemu. Ponadto należy z dystansem traktować odpowiedzi na pytania ankietowe sondujące wysokość kosztów ponoszonych przez usługodawców na ich działalność w zakresie poradnictwa, jeśli nie są one udzielane na podstawie sprawozdawczości finansowej.

Po czwarte, w odniesieniu do usługodawców niepublicznych znaczną część kosztów stanowić mogą tzw. koszty ukryte, których nie ponoszą bezpośrednio usługowcy, np. związane z nieodpłatnym wynajmem pomieszczeń ze strony instytucji wspierających.

² Według nomenklatury prawnej poradnictwo prawno-obywatelskie przyjmuje następujące formy aktywności: informacja prawna, porada prawna, porada obywatelska oraz usługi dodatkowe (System..., 2013). W praktyce rozróżnienie pomiędzy poszczególnymi formami poradnictwa może być trudne, o czym świadczy m.in. fakt, że w badaniach nad popytową i podażową stroną istniejącego nieformalnego systemu pomocy prawnej, przeprowadzonych przez Instytut Spraw Publicznych (ISP) w Warszawie (Burdziej, Dudkiewicz, 2013; Preisert i in., 2013), nie dokonano takiego podziału badając łączną liczbę świadczonych usług omawianego rodzaju. W celu uniknięcia zbyt licznych powtórzeń słownych należy zaznaczyć, że terminy poradnictwo, poradnictwo prawne oraz poradnictwo prawno-obywatelskie dotyczą tego samego pojęcia i odpowiadają najszerszemu rozumieniu koncepcji poradnictwa prawno-obywatelskiego.

³ Skalę problemu dobrze ilustruje porównanie listy podmiotów udzielających porad i informacji prawnych i obywatelskich, opublikowanej przez Instytut Prawa i Społeczeństwa (INPRIS) w opracowaniu *Bezpłatne...* (2012), s. 127–203, z listą usługodawców objętych ankietowym badaniem ogólnopolskim (*Raport końcowy z badań nad poradnictwem prawnym i obywatelskim*, ISP, tabl. 10, str. 51).

Po piąte, ogólnopolskie badania ankietowe przeprowadzone przez Instytut Spraw Publicznych (ISP) (Preisert i in., 2013) miały charakter dobrowolny, respondentów nie byli zobligowani do udzielania odpowiedzi na pytania natury finansowej z odwoływaniem się do wiarygodnych raportów finansowych, co z pewnością nie pozostało bez wpływu na jakość uzyskanych danych.

Wymienione okoliczności sprawiają, że proponowane w artykule procedury pomiaru kosztów pomocy prawnu-obywatelskiej mają charakter autorski — omówione wcześniej braki uzupełniono o niezbędne założenia analityczne. Z tych samych powodów konieczne było — pomimo podanych wcześniej wątpliwości — przyjęcie za wiążące informacji zawartych w badaniach ankietowych usługodawców i beneficjentów w zakresie finansowych aspektów funkcjonowania poradnictwa (Preisert i in., 2013).

Świadomość artykułowanych słabości skłoniła autora do szacunków wariantowych. Próba przekonania interesariuszy, że istnieje jeden kosztorys błędnie sugerowałaby pełen determinizm szacunków, co wobec braku konsensusu względem instytucjonalnego zakresu poradnictwa prawnu-obywatelskiego oraz braku twardych danych byłoby dużym nadużyciem. Ponadto proponowana metodyka badania jest bardzo elastyczna, a w przypadku innego postrzegania parametrów modelu umożliwia czytelnikowi własne wariantowanie wielkości kosztów. Z całą mocą należy jednak podkreślić, że nie ma możliwości rzetelnej weryfikacji proponowanych rachunków. Ewentualny spór o szczegóły metodyczne może być zatem prowadzony jedynie na poziomie logicznym.

Do realizacji założonego celu badawczego konieczne było nowatorskie połączenie w ramach spójnej analizy mikroekonomicznych danych ankietowych z danymi makroekonomicznymi. Te pierwsze zaczerpnięto ze wspomnianego badania ankietowego beneficjentów i usługodawców przeprowadzonego przez ISP. *Badanie zostało przeprowadzone na podstawie przygotowanej przez ekspertów ISP koncepcji badawczej określającej główne kwestie badawcze, metody oraz zakres podmiotowy badania. Analizy opierały się na triangulacji źródeł informacji, czyli rozpatrywaniu problemów badawczych z trzech różnych perspektyw: świadczeniobiorców usług poradniczych, potencjalnych i rzeczywistych świadczeniobiorców oraz instytucjonalnego otoczenia poradnictwa... W badaniu zastosowano zarówno metody ilościowe, jak i jakościowe... W części dotyczącej usługodawców przeprowadzono 450 wywiadów telefonicznych, 100 ankiet internetowych, 40 indywidualnych wywiadów pogłębionych, 10 studiów przypadku oraz 2 zogniskowane wywiady grupowe. Badanie objęło przedstawicieli kilkunastu różnych typów usługodawców publicznych i niepublicznych oraz ekspertów (wywiady grupowe)⁴.*

W przypadku badania beneficjentów „w ramach badań reprezentatywnych zrealizowano 1050 wywiadów bezpośrednich (PAPI) na próbie ogólnopolskiej... Próba badawcza musiała spełniać kryterium reprezentatywności dla populacji polskiej w wieku 18 i więcej lat, z kolei dobór musiał być losowy, aby wyniki można było ekstrapolować na całą populację... W badaniu zastosowano próbę

⁴ Preisert i in. (2013), s. 14.

losowo-warstwową, dzięki której uzyskano strukturę identyczną ze strukturą populacji ze względu na wiek, płeć, wielkość miejscowości zamieszkania i województwo, a sam dobór respondentów w terenie był realizowany zgodnie z formułą random route⁵”.

Dane konieczne do szacunku kosztów funkcjonowania instytucji świadczących usługi poradnicze, których nie objęto ogólnopolskim badaniem ISP, uzyskano z ich sprawozdań finansowych. Są to dane dostępne na stronach internetowych GUS, NIK oraz Rzecznika Praw Ubezpieczonych.

Opracowanie ma następującą strukturę. W kolejnym punkcie omówiono możliwe sposoby szacunku zagregowanych kosztów aktualnego, nieodpłatnego parasytemu poradnictwa prawno-obywatelskiego, zależnie od dostępności danych. W punkcie trzecim dokonano szacunku zagregowanych kosztów poradnictwa według wyceny quasi-rynkowej, zaś w punkcie czwartym — według procedury quasi-budżetowej. Ostatni punkt zawiera podsumowanie i formułuje główne wnioski do dalszych analiz związanych w próbą szacunku kosztów wdrożenia zinstytucjonalizowanego systemu nieodpłatnej pomocy prawno-obywatelskiej.

PROCEDURY WYCENY ZAGREGOWANYCH KOSZTÓW PORADNICTWA — UWAGI OGÓLNE

Wyróżniono dwa podejścia do omawianego problemu — quasi-rynkowe oraz quasi-budżetowe/publiczne, przy czym w drugim przypadku wyróżnić można trzy procedury wyceny (Gramatnikov i in., 2013). Przedrostek „quasi” jest w tym kontekście niezbędny, gdyż ze względu na brak adekwatnych danych przeprowadzone kalkulacje mają charakter przybliżony.

Podejście pierwsze polega na tym, że dysponując informacjami o liczbie udzielanych porad, ich strukturze według kryterium czasochłonności lub/i według kryterium przedmiotowego, wyznacza się „rynkową” wartość udzielanych usług. Walorem tego podejścia jest brak konieczności podawania poszczególnych pozycji kosztów ogółem, gdyż rynkowa cena jednostkowa danej usługi w sposób ukryty uwzględnia wszystkie rodzaje kosztów w niej zawartych (najmu pomieszczeń, kosztów administrowania, personelu pomocniczego, honorariów personelu zasadniczego, podatków itp.). Nie pojawia się zatem problem pomiaru kosztów ukrytych. Wadą natomiast tej propozycji jest fakt, że nie koresponduje ona bezpośrednio z kosztami funkcjonowania nieodpłatnego systemu poradnictwa prawno-obywatelskiego, gdyż faktyczne wydatki związane z jego istnieniem ze swej istoty nie są urynkowane.

Pomimo tej słabości uzyskany szacunek można utożsamiać z hipotetyczną wielkością wydatków, jakie byłyby ponoszone przez beneficjentów, gdyby zdecydowali się oni na komercyjne usługi poradnicze. Szacunek ten odpowiada zatem sytuacji, w której całość funkcjonowania poradnictwa prawno-obywatelskiego sędowana byłaby na komercyjne kancelarie prawne, które uzyskiwa-

⁵ Burdziej, Dudkiewicz (2013), s. 4.

łyby zwrot poniesionych kosztów w wysokości odpowiadającej ich wartości rynkowej⁶. W tym sensie jest to zatem wartościowa kategoria informacyjna.

Podejście drugie zakłada próbę bezpośredniego szacunku faktycznych kosztów ponoszonych w bieżącym systemie. Główne dylematy wiążą się tu z jednej strony z zakwalifikowaniem podmiotów do grupy usługodawców, z drugiej zaś z celowością szacowania wysokości kosztów ukrytych. Wybrane bowiem grupy usługodawców — zwłaszcza niepublicznych — nie ponoszą wszystkich kosztów związanych ze swoją działalnością, uzyskując niejednokrotnie znaczące wsparcie pozapieniżne ze strony podmiotów wspomagających i w konsekwencji nie wykazują takich pozycji w prowadzonych kalkulacjach. Szacunek pełnych kosztów funkcjonowania systemu powinien jednak te ukryte uwzględniać, zwłaszcza jeśli pozapieniżne wsparcie udzielane jest usługodawcom ze strony publicznych podmiotów wspierających.

Wyróżniono trzy subwarianty szacunku kosztów budżetowych/publicznych. Pierwszy bierze *explicite* „za dobrą monetę” informacje dotyczące finansowych deklaracji ankietowanych beneficjentów w zakresie ogólnych kosztów ich działalności w dziedzinie poradnictwa (Preisert i in., 2013). Pomimo licznych wątpliwości procedurę tę wykorzystano do aproksymacji kosztów poniesionych przez podmioty niepubliczne.

Większość usługodawców publicznych (będących tzw. „dużymi graczami” w dziedzinie poradnictwa prawno-obywatelskiego) nie podała jednak żadnych informacji dotyczących ponoszonych przez nie kosztów. Wydaje się, że działalność poradnicza w przypadku tych jednostek stanowi jedynie uboczny element ich aktywności. Alternatywnie, usługodawców tego typu w ogóle nie uwzględniono w ogólnopolskim badaniu ankietowym. Instytucje te nie mogą jednak być pominięte przy szacunku zagregowanych kosztów systemu, ponieważ ich udział w liczbie udzielonych porad i informacji prawnych jest kluczowy, na co wskazują wyniki badań ankietowych beneficjentów (Preisert i in., 2013). Ponadto, nawet jeśli koszty poradnictwa stanowią znikomą część w kosztach ogólnych działalności takich instytucji, to z powodu ich liczebności po zagregowaniu mogą okazać się pokaźne.

W wariancie drugim, dotyczącym instytucji publicznych, których działalność poradniczo-informacyjna stanowi kluczowe zadanie, rachunki oparto na frakcjach ogólnej wysokości środków budżetowych przeznaczonych na funkcjonowanie takich podmiotów.

Z kolei w wariancie trzecim, w celu określenia dolnego pułapu kosztów poradnictwa podmiotów publicznych, których aktywność informacyjno-poradnicza stanowi jedynie marginalną działalność uboczną, posłużono się argumentacją logiczno-prawną. Jeśli do obligatoryjnych ustawowych/statutowych obowiązków takich instytucji należy działalność poradniczo-informacyjna⁷, to w celu wywiązania się z tego obowiązku zachodzi konieczność zatrudnienia personelu

⁶ Tak ogólna interpretacja jest warunkowa względem kilku założeń szczegółowych, w tym tego, że skokowe zwiększenie popytu na komercyjne usługi prawne nie zwiększyłoby stawek opłat za takie usługi (Florczak, 2012).

⁷ *Bezpłatne...* (2012), rozdział 5.

urzędniczo-prawniczego. W urzędzie musi być zatem obecna osoba, która udzieli merytorycznej odpowiedzi na zapytanie petenta/beneficjenta. Nie chodzi przy tym o wyznaczonego przez urząd informatora, jednakże zawsze musi być w urzędzie obecna osoba mogąca udzielić odpowiedzi.

Poprzednie zdania oddają istotę przyjętego założenia o minimalnym koszcie poradnictwa przypadającym na jedną instytucję publiczną. Po pierwsze, konieczna jest stała obecność urzędnika mogącego udzielić informacji/porady. Po drugie, charakter pracy urzędnika powinien pozwolić na oderwanie się od jego pracy w celu udzielenia odpowiedzi na pytanie petenta/beneficjenta. Takie rozwiązanie oraz obligatoryjny obowiązek udzielania informacji/porad, formułowany pod adresem całej instytucji⁸, wyznacza minimalny koszt aktywności poradniczej w wysokości przeciętnego, pełnoetatowego wynagrodzenia brutto (Preisert i in., 2013). Do tak wyznaczonego kosztu jednostkowego należy dodać relatywnie niewielki narzut — gdyż główne zadania celowe omawianych instytucji umiejscowione są poza poradnictwem — z tytułu kosztów pośrednich (odpowiadających hipotezie tzw. „kawałka podłogi” dla urzędnika udzielającego odpowiedzi).

We wszystkich szacunkach *implicite* przyjęto następujące założenia:

- a) wiarygodność informacyjną wyników badań ankietowych beneficjentów i usługodawców przeprowadzonych przez ISP, zarówno w kwestii merytorycznej jak i statystycznej (Preisert i in., 2013);
- b) taką samą średnią pojemność/wartość informacyjno-poradniczą wszystkich udzielonych usług, bez względu na typ usługodawcy;
- c) faktyczne uczestniczenie w aktywności informacyjno-poradniczej wszystkich podmiotów uwzględnionych w raporcie Instytutu Prawa i Społeczeństwa (INPRIS)⁹, nawet jeśli badanie ankietowe usługodawców (w przypadku wybranych instytucji) takiej aktywności nie wykazało lub niektórych usługodawców nie objęto badaniem. Założenie to oparto na wynikach ankietowego badania beneficjentów, które wskazały na znaczący udział w zakresie aktywności poradniczej także tych grup usługodawców, którzy takiej aktywności nie wykazali we własnej działalności (Preisert i in., 2013).

*RYNKOWA WARTOŚĆ USŁUG PORADNICTWA PRAWNEGO I OBYWATELSKIEGO*¹⁰

Odpowiednią wartość rynkową wyznaczono przy użyciu następującej formuły:

$$BPPDM_t = \sum_{i=1}^I BPPD_{it} \cdot c_{it} = \sum_{i=1}^I \omega_{it} \cdot BPPD_t \cdot c_{it} \quad (1)$$

⁸ Dlatego muszą wzbudzać zdziwienie i wątpliwości odpowiedzi ankietowe/telefoniczne tych instytucji publicznych, które zadeklarowały brak zaangażowania w działalność poradniczą (Preisert i in., 2013), pomimo ciężącego na nich obowiązku (tabl. 4).

⁹ *Bezplatne...* (2012), s. 127—203.

¹⁰ Zaproponowana procedura stanowi uproszczoną, dostosowaną do możliwości operacjonalizacji przy wykorzystaniu danych zastanych, wersję rachunków przedstawionych w opracowaniu Florczaka (2012).

gdzie:

- $BPPDM_t$ — pieniężny ekwiwalent udzielanych porad prawno-obywatelskich w Polsce w okresie t (tutaj: w 2011/12 r.);
 $BPPD_{it}$ — liczba porad i -tego rodzaju udzielonych w okresie t ;
 $BPPD_t$ — liczba porad ogółem udzielonych w okresie t ;
 c_{it} — średni, rynkowy koszt porady i -tego rodzaju udzielonej w okresie t (sprawy podzielono według kryterium czasochłonności/komplikacji¹¹), $i=1, 2, \dots, I$;
 ω_{it} — frakcja porad i -tego rodzaju w ogólnej liczbie udzielonych porad w okresie t .

Brak adekwatnych informacji o strukturze czasochłonności usług poradniczych zastąpiono przyjęciem założeń wynikających z konsultacji ze środowiskiem niepublicznych usługodawców oraz z internetowej kwerendy stawek kosztów komercyjnych usług prawnych. Z konsultacji tych wynikało, że stopień komplikacji spraw — a tym samym czasochłonności ich załatwienia — zgłaszanych przez beneficjentów usługodawcom niepublicznym jest wyższy od tych, które rozwiązywane są za pośrednictwem komercyjnych kancelarii prawnych. *Implicite* wniosek taki płynie również z lektury opracowania Winczorka (2012).

Przyjęto schemat wag ω_{it} , w którym założono, że frakcja dotycząca komplikacji porad prawnych maleje w postępie geometrycznym o ilorazie 1/2 (pierwsza kolumna tabl. 1). Dodatkowo przyjęto, że koszt jednostkowy zależy od komplikacji/czasochłonności porady (druga kolumna tabl. 1). Warto zauważyć, że średnia wartość usługi poradniczej według proponowanego schematu wynosi 225 zł, co jest bliskie wartości średniej uzyskanej z badań ankietowych beneficjentów¹² (233 zł).

TABL. 1. FRAKCJE SPRAW WEDŁUG STOPNIA KOMPLIKACJI (czasochłonności) ORAZ ZAŁOŻONE KOSZTY JEDNOSTKOWE ICH ZAŁATWIENIA

Fracje (wagi) ω_{it}	Koszt jednostkowy w zł c_{it}
0,5	100
0,25	200
0,125	300
0,0625	400
0,03125	500
0,015625	1000
0,0078125	1500
0,00390625	2000
0,00390625	3000

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie stylizowanych faktów.

¹¹ Założenie to odpowiada przypadkowi, w którym jednostkowy koszt jest liniowo proporcjonalny do wysokości nakładów pracy niezbędnych do wykonania danej usługi poradniczej.

¹² Liczba odpowiedzi, w których ankietowani podali wysokość uiszczonej przez nich opłaty za komercyjną poradę prawną jest zbyt niska, aby móc na tej podstawie wyznaczyć empiryczny rozkład wag ω_{it} .

Szacunek ogólnej liczby nieodpłatnych usług poradniczych w Polsce uzyskano wykorzystując informacje zbiorcze dotyczące frakcji takich usług z omawianej ankiety (reprezentatywna próba wynosiła 1050 osób dorosłych; Preisert i in., 2013). W tabl. 2 przedstawiono liczbę przypadków prawnych deklarowanych przez respondentów oraz podmiot, który zdaniem respondentów udzielił im stosownej informacji/porady¹³.

Dysponując informacjami zawartymi w tabl. 1 i 2 można dokonać szacunku zagregowanych kosztów systemu w badanym roku (tabl. 3).

TABL. 2. SZACUNEK LICZBY UDZIELONYCH PORAD

Wyszczególnienie	Liczba zadeklarowanych przypadków
Instytucje, w których respondenci uzyskali poradę	
Urząd gminy/miasta	51
Starostwo powiatowe	13
Urząd wojewódzki	7
Urząd marszałkowski	1
Ośrodek pomocy społecznej (OPS, GOPS, MOPS)	26
Powiatowe centrum pomocy rodzinie (PCPR)	7
Sąd	42
Adwokat wyznaczony z urzędu	8
Prokuratura	14
Państwowa Inspekcja Pracy	10
Rzecznik Konsumentów	10
Rzecznik Praw Obywatelskich	2
Rzecznik Praw Dziecka	1
Rzecznik Praw Pacjenta	0
Rzecznik Praw Ubezpieczonych	1
Ministerstwo lub inny urząd centralny	3
Fundacja, stowarzyszenie	5
Kościół/organizacja kościelna	4
Kancelaria prawna (adwokacka lub radcowska)	70
Związek zawodowy	2
Biuro poselskie lub senatorskie	0
Federacja Konsumentów	0
Oddział ZUS	10
Innego rodzaju instytucja/organizacja/firma	18
Nie starałem/am się o pomoc żadnego z tych podmiotów	45
Nie pamiętam/odmowa odpowiedzi	6
Razem zadeklarowane przypadki udzielonych porad	356
Uzyskane porady	356–45=311
w tym nieodpłatnie ^a	311–70=241

^a Przyjęto, że wszystkie usługi uzyskane w kancelariach prawnych mają charakter komercyjny, chociaż frakcja odpowiedzi na pytanie o odpłatność, wynikająca z odpowiedzi na pytanie ankietowe „Czy musiał Pan/i zapłacić za pomoc, informacje, które Pan/i otrzymał/a”, jest niższa.

¹³ Z punktu widzenia obciążenia systemu poradnictwa prawno-obywatelskiego wymierne znaczenie ma nie tyle frakcja osób, które w analizowanym okresie korzystały z usług poradniczych, co liczba problemów prawnych.

TABL. 2. SZACUNEK LICZBY UDZIELONYCH PORAD (dok.)

Wyszczególnienie	Liczba zadeklarowanych przypadków
Szacunek liczby nieodpłatnych usług w ciągu roku	
Fracja liczby usług w badanej populacji w ciągu pięciu lat	241:1050=0,229524
Fracja liczby usług w ostatnim roku (efekt zapominania ^b)	0,229524:3=0,076508
Dorosła populacja Polski w roku 2011 (dane GUS)	31333800
Szacunek liczby usług w okresie 2011—2012	0,076508·31333800=2397284

^b W badaniach ankietowych odpowiednie pytanie dotyczyło pięciu lat, bez odrębnego pytania o okres minionego roku. Z powodów formalno-ustawowych (np. projekt i ustawa budżetowa) szacunki kosztów muszą dotyczyć interwału jednorocznego. Ze względu na psychologiczny efekt zapominania zdarzeń odległych — o mniej traumatycznych reperkusjach psychologicznych — przyjęto, że efektywna roczna liczba spraw kwalifikujących się do problemów prawnych równa będzie jednej trzeciej spraw deklarowanych dla okresu pięcioletniego.

Źródło: obliczenia własne na podstawie wyników ogólnopolskiego badania ankietowego beneficjentów, przeprowadzonego przez ISP w Warszawie (Preisert i in., 2013).

TABL. 3. SZACUNEK DOLNEJ WARTOŚCI RYNKOWYCH KOSZTÓW PORADNICTWA W POLSCE W OKRESIE 2011—2012

Fracje (wagi) ω_{it}	Koszt jednostkowy w zł c_{it}	Koszt zagregowany w tys. zł
R a z e m	x	539389
0,5	100	119864
0,25	200	119864
0,125	300	89898
0,0625	400	59932
0,03125	500	37458
0,015625	1000	37458
0,0078125	1500	28093
0,00390625	2000	18729
0,00390625	3000	28093

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z tabl. 1 i 2.

SZACUNKI BUDŻETOWYCH (publicznych) NAKŁADÓW NA BIEŻĄCY SYSTEM PORADNICTWA

Wyróżniono trzy sposoby szacunku publicznych kosztów funkcjonowania systemu. Wykorzystanie każdego z nich było podyktowane w równej mierze dostępnością danych i specyfiką efektywnego zaangażowania poszczególnych podmiotów/usługodawców w działalność poradniczą. W konsekwencji szacunki kosztów wymusiły zastosowanie każdej z podawanych procedur w zależności od wymienionych cech.

Szacunki na podstawie deklarowanej wysokości nakładów na działalność poradniczą

W wariancie tym w pełni zawierzono deklaracjom finansowym według typów usługodawców w zakresie ponoszonych przez nich kosztów poradnictwa. Odpowiada mu ukryte założenie, że — obok zgodności deklaracji ze stanem faktycznym — średniomiesięczne koszty funkcjonowania tych podmiotów, które

odmówiły udzielenia odpowiedzi na pytania natury finansowej, jak również tych, które znalazły się poza próbą statystyczną, są (średnio rzecz biorąc) równe wysokości kosztów deklarowanych przez podmioty, które w badaniu ankietowym CATI (*Computer Assisted Telephone Interviewing*) udzieliły odpowiedzi na pytanie „Jakie są średnie miesięczne łączne koszty prowadzenia poradnictwa w Państwa instytucji/organizacji/firmie? Proszę podać kwotę”.

Szacunek ogólnych kosztów wynosi:

$$TOTAL1 = \sum_{p=1}^P (1 - \sigma_p) \cdot L_p \cdot SCP_p \cdot 12 \quad (2)$$

gdzie:

TOTAL1 — zagregowane koszty tych podmiotów/usługodawców, dla których istnieją dane na temat średnich kosztów ich działalności poradniczej;

σ_p — frakcja podmiotów *p*-tego rodzaju deklarujących brak świadczenia usług poradnictwa;

P — liczba rodzajów rozważanych podmiotów;

L_p — liczba usługodawców *p*-tego rodzaju;

SCP_p — średnie deklarowane miesięczne koszty działalności poradniczej *p*-tego rodzaju usługodawców, *p*=1, 2, ..., *P*;

12 — liczba miesięcy w roku (z wyjątkiem studenckich poradni prawnych, dla których przyjęto liczbę 9, ponieważ poradnie te zawieszają swoją działalność w miesiącach letnich).

Informację o frakcji podmiotów deklarujących brak świadczenia nieodpłatnych usług prawnopowiatelskich zawiera tabl. 4. Do wyceny dotyczącej podmiotów publicznych założono, że — wbrew ich deklaracji o braku zaangażowania w działalność informacyjno-poradniczą — są one prawnie zobligowane do świadczenia takich usług. Technicznym przejawem takiego postrzegania problemu jest przyjęcie $\sigma_p = 0$ dla omawianych usługodawców (tabl. 5).

W odniesieniu do wyszczególnionych podmiotów przyjęto następujące założenia dotyczące wysokości średnich kosztów:

- a) biura Federacji Konsumentów — 1500 zł miesięcznie, wydaje się bowiem, że zakres kompetencyjny (i *implicite* rodzaj udzielanych porad/informacji) tych podmiotów powinien być zbliżony do aktywności rzeczników praw konsumentów;
- b) studenckie poradnie prawne — założony niski koszt w wysokości zaledwie 5000 zł wynika ze spostrzeżenia, że owe poradnie realizują bardzo ważne zadania dydaktyczne. Jednakże studenci muszą być otoczeni opieką profesjonalnego prawnika akademika, co tworzy koszt alternatywny;

c) ośrodki pomocy pokrzywdzonym przestępstwem — zakres świadczonej pomocy tych instytucji jest znacznie szerszy niż aktywność poradnicza. Zada- niem ich jest specjalistyczne i odpowiednio sprofilowane poradnictwo, dlate- go wydaje się uzasadnione przyjęcie minimalnej wysokości kosztów funkcyj- nowania tych podmiotów — takich jak w przypadku Biura Porad Obywatel- skich — czyli 25000 zł miesięcznie.

TABL. 4. INSTYTUCJE ŚWIADCZĄCE USŁUGI PORADNICZE

Instytucje	Liczba jednostek		Estymowany odsetek instytucji, które nie świadczą poradnictwa
	w bazie	w próbie	
R a z e m	4417	450	x
Jednostki pomocy społecznej — ośrodki pomocy spo- łecznej	2531	256	7
Biura poselskie i senatorskie	554	64	0
Organizacje pozarządowe, społeczne	330	33	36
Jednostki pomocy społecznej — powiatowe centra po- mocy rodzinie	315	32	11
Związki zawodowe	112	17	51
Zakład Ubezpieczeń Społecznych	43	16	49
Jednostki Państwowej Inspekcji Pracy	61	12	80
Rzecznicy praw konsumentów	372	11	0
Biura Federacji Konsumentów	44	3	66
Studenckie poradnie prawne	25	2	0
Biura porad obywatelskich	30	4	0

Ź r ó d ł o: Preisert i in. (2013), s. 61.

**TABL. 5. DEKLAROWANA WYSOKOŚĆ ŚREDNICH KOSZTÓW
PROWADZENIA DZIAŁALNOŚCI PORADNICZEJ**

Instytucje	Miesięczne łączne koszty prowadzenia poradnictwa w zł
Jednostki pomocy społecznej — ośrodki pomocy społecznej	3175
Biura poselskie i senatorskie	1725
Organizacje pozarządowe, społeczne	6594
Jednostki pomocy społecznej — powiatowe centra pomocy rodzinie	1831
Związki zawodowe	10400
Rzecznicy praw konsumentów	1500
Biura Federacji Konsumentów	1500
Studenckie poradnie prawne	5000
Biura porad obywatelskich	25000
Ośrodki pomocy pokrzywdzonym przestępstwem	25000

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie pierwotnych wyników ogólnopolskiego badania ankietowego usługodawców CATI (badanie ISP); pozycje pogrubione — założenia własne (patrz objaśnienia w tekście).

Dysponując informacjami zawartymi w tabl. 4 i 5 oraz danymi o liczbie poszczególnych podmiotów i stosując wzór (2) uzyskano szacunek zagregowanych kosztów *TOTAL1*, dla omawianej grupy usługodawców. Odpowiednie oblicze- nia zawiera tabl. 6.

TABL. 6. SZACUNEK BUDŻETOWYCH KOSZTÓW FUNKCJONOWANIA SYSTEMU PORADNICTWA PRAWNO-OBYWATELSKIEGO

Podmioty udzielające ppio	Liczebność	Deklarowany odsetek zaangażowania (badanie ISP)	Przyjęty odsetek zaangażowania	Deklarowany miesięczny koszt działalności w zł	Placa przeciętna na miesiąc w zł	Mnożnik płacy przeciętnej	Liczba miesięcy	Koszt roczny	Mnożnik kosztu rocznego	Szacunek zagregowanych kosztów rocznych w tys. zł
Obliczenia na podstawie deklarowanej wysokości średnich miesięcznych kosztów prowadzenia działalności na usługodawcę (na podstawie badań ISP)										
Jednostki pomocy społecznej — ośrodki pomocy społecznej	2531	0,93	1,00	3175			12			96424
Biura poselskie i senatorskie	554	1,00	1,00	1725			12			11468
Organizacje pozarządowe, społeczne	330	0,64	0,64	6594			12			16712
Jednostki pomocy społecznej — powiatowe centra pomocy rodzinie	315	0,89	1,00	1831			12			6921
Związki zawodowe	112	0,49	0,49	10400			12			6849
Rzecznicy praw konsumentów	372	1,00	1,00	1500			12			6696
Biura Federacji Konsumentów	44	0,34	0,34	1500			12			269
Studenckie poradnie prawne	25	1,00	1,00	5000			9			1125
Biura porad obywatelskich	30	1,00	1,00	25000			12			9000
Ośrodki pomocy pokrzywdzonym przestępstwem	16	1,00	1,00	25000			12			4800

Obliczenia na podstawie ustawowego obowiązku udzielania porad prawno-obywatelskich (na podstawie danych dotyczących pełnych rocznych kosztów działalności wymienionych podmiotów)

Rzecznik Praw Obywatelskich	1	1,00					.	33600	0,25	8400
Rzecznik Praw Dziecka	1	1,00					.	7489	0,25	1872
Rzecznik Praw Pacjenta	1	1,00					.	6962	0,25	1741
Rzecznik Praw Ubezpieczonych	1	1,00					.	6196	0,25	1549

TABL. 6. SZACUNEK BUDŻETOWYCH KOSZTÓW FUNKCJONOWANIA SYSTEMU PORADNICTWA PRAWNO-OBYWATELSKIEGO (dok.)

Podmioty udzielające ppio	Liczebność	Deklarowany odsetek zaangażowania (badanie ISP)	Przyjęty odsetek zaangażowania	Deklarowany miesięczny koszt działalności w zł	Placa przeciętna na miesiąc w zł	Mnożnik płacy przeciętnej	Liczba miesięcy	Koszt roczny	Mnożnik kosztu rocznego	Szacunek zagregowanych kosztów rocznych w tys. zł
Obliczenia na podstawie statutowego/wewn. zarządkowego obowiązku udzielania porad prawno-obywatelskich (na podstawie danych dotyczących średniego miesięcznego wynagrodzenia w wymienionych instytucjach)										
Razem	x	x	x	x	x	x	x	x	x	513980
Zakład Ubezpieczeń Społecznych	43	0,51	1,00	x	3677	2,6	12	x	x	4933
Jednostki Państwowej Inspekcji Pracy	61	0,20	1,00	x	5822	1,3	12	x	x	5540
Urząd gminy/miasta	2414	.	1,00	x	3869	1,3	12	x	x	145691
Starostwo powiatowe	314	.	1,00	x	3391	1,3	12	x	x	16611
Miasta na prawach powiatu	65	.	1,00	x	4369	1,3	12	x	x	4430
Urząd wojewódzki	16	.	1,00	x	4446	1,3	12	x	x	1110
Urząd marszałkowski	16	.	1,00	x	4570	1,3	12	x	x	1141
Sąd+adwokaci wyznaczeni z urzędu	377	.	1,00	x	5431	2,6	12	x	x	63882
Prokuratura	377	.	1,00	x	6667	1,3	12	x	x	39210
Ministerstwo lub inny urząd centralny	96	.	1,00	x	7296	1,3	12	x	x	10926
Urzędy skarbowe	352	.	1,00	x	4251	2,6	12	x	x	46681

Źródło: opracowanie własne na podstawie prowadzonego badania; niewypełnione pola wynikają z przyjęcia trzech różnych procedur pomiaru kosztów; pozycje pogrubione — założenia własne (patrz objaśnienia w tekście).

Szacunki na podstawie założonej frakcji kosztów całkowitych

W tym wariancie łączne koszty świadczenia usług poradniczych przez adekwatnych usługodawców uzyskuje się przy użyciu następującej formuły:

$$TOTAL2 = \sum_{n=1}^N f_n \cdot BUDGET_n \quad (3)$$

gdzie:

- TOTAL2* — zagregowany koszt udzielania porad przez podmioty publiczne, dla których:
- a) działalność informacyjno-doradcza stanowi jeden z głównych celów funkcjonowania,
 - b) istnieją dane o realizacji budżetu w zakresie całkowitych kosztów ich funkcjonowania;
- N* — liczba rodzajów rozważanych podmiotów;
- f_n* — koszty na działalność poradniczą w ogólnej kwocie wydatkowanej przez podmioty *n*-tego rodzaju;
- BUDGET_n* — ogólne roczne koszty funkcjonowania rozważanych podmiotów *n*-tego rodzaju, *n*=1, 2, ..., *N*.

Proponowana procedura pomiaru dotyczy tych podmiotów, które ustawowo powołane są do ochrony praw określonych grup społecznych. Są to następujące instytucje:

- Rzecznik Praw Obywatelskich,
- Rzecznik Praw Dziecka,
- Rzecznik Praw Pacjenta,
- Rzecznik Praw Ubezpieczonych.

Domyślnie działalność poradnicza stanowi jeden z najważniejszych celów wymienionych instytucji. W konsekwencji można przyjąć, że udział kosztów związanych ze świadczeniem tych usług jest znaczący (włączając eksperckie interpretacje przypadków bezprecedensowych czy konfliktowych, odpowiedzi na zapytania telefoniczne i internetowe, odpowiedzi listowne itp.). Przyjmując minimalistyczne założenie, że koszty związane z aktywnością poradniczą wynoszą 0,25 (wartość *f_n* we wzorze (3) oraz dysponując informacjami dla pozostałych parametrów wzoru (3), można dokonać szacunku zagregowanego tych kosztów dla rozważanych podmiotów (tabl. 6).

Dane dotyczące ogólnych kosztów funkcjonowania wymienionych instytucji (z wyjątkiem Rzecznika Praw Ubezpieczonych) zaczerpnięto ze stron NIK w zakresie cząstkowych kontroli z wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w roku 2011¹⁴. W przypadku Rzecznika Praw Ubezpieczonych adekwatne informacje uzyskano ze strony internetowej tej instytucji¹⁵.

¹⁴ <http://www.nik.gov.pl/analiza-budzetu-panstwa/archiwum/kontrola-czastkowe-2011.html>.

¹⁵ http://www.rzu.gov.pl/files/20735_5275_Sprawozdanie_Rzecznika_Ubezpieczonych_za_rok_2011.pdf.

Szacunki na podstawie obligatoryjnej gotowości do udzielania informacji i porad

Ostatnia procedura szacunku zagregowanych kosztów dotyczy bardzo dużych instytucji publicznych, dla których aktywność poradnicza stanowi jedynie cel uboczny ich głównej działalności. Z wyjątkiem ZUS i PIP podmioty te pominięto w badaniach ankietowych usługodawców. Podobnie jak w poprzednich wariantach pomiaru, procedura zaproponowana w tym przypadku definiuje minimalną wysokość kosztów związanych z działalnością poradniczą rozważanych instytucji, zaś suma tych kosztów określa dolny próg zagregowanych środków publicznych asygnowanych na cele poradnictwa prawnego i obywatelskiego.

Odpowiednie kalkulacje przeprowadzono przy użyciu następującej formuły:

$$TOTAL3 = \sum_{m=1}^M (1 - \sigma_m) \cdot L_m \cdot (v_m(1 + r_m) \cdot WP_m) \cdot 12 \quad (4)$$

gdzie:

- TOTAL3* — zagregowany koszt udzielania informacji i porad przez podmioty publiczne, dla których działalność poradnicza stanowi cel uboczny;
- M* — liczba rodzajów podmiotów;
- L_m* — liczba podmiotów *m*-tego rodzaju;
- σ_m* — frakcja podmiotów *m*-tego rodzaju deklarujących brak świadczenia usług poradnictwa; dla wszystkich podmiotów rozważanej grupy przyjęto, że *σ_m*=0;
- v_m* — mnożnik pełnych etatów dla podmiotów *m*-tego rodzaju; przyjęto wartość minimalną równą 1, z wyjątkiem ZUS, urzędów skarbowych i sądów (ze względu na adwokatów wyznaczonych z urzędu), dla których przyjęto wartość 2. W przypadku ZUS i urzędów skarbowych mamy bowiem do czynienia z przynajmniej dwoma „okienkami” informacji podatkowej, nie licząc poradnictwa/informowania;
- r_m* — koszty pośrednie podmiotu *m*-tego rodzaju jako proporcjonalny narzut na koszty osobowe (mnożnik płacy przeciętnej). Proponowana parametryzacja kosztów pośrednich powoduje, że wysokość absolutnych kosztów pośrednich — związanych z wynajmem pomieszczeń, kosztami mediów itp. — jest wyższa w instytucjach, w których koszty osobowe są także wyższe. Jest to zgodne z przesłankami logicznymi, np. większość instytucji centralnych jest zlokalizowana w Warszawie, gdzie omawiane koszty są znacznie wyższe niż w pozostałych regionach kraju. Do szacunku przyjęto minimalistyczną wartość *r_m*=0,3;
- WP_m* — pełnoetatowa płaca przeciętna w podmiocie *m*-tego rodzaju, *m*=1, 2, ..., *M*;
- 12 — liczba miesięcy w roku.

Odpowiednie pozycje wzoru (4) zawiera tabl. 6. Informacje dotyczące wysokości płac przeciętnych według rozważanych podmiotów zaczerpnięto ze stron internetowych NIK¹⁶ oraz GUS¹⁷.

Wnioski i uwagi końcowe

Szacunki zagregowanych kosztów funkcjonowania nieformalnego systemu poradnictwa prawno-obywatelskiego — w obydwu wariantach rynkowym i budżetowym — przeprowadzono przy przyjęciu minimalistycznych kosztowych parametrów wyceny. W przypadku tzw. wyceny rynkowej wniosek taki sformułować można na podstawie konsultacji z prawnikami usługodawcami, mającymi doświadczenie zawodowe zarówno na rynku komercyjnym, jak i w zakresie nieodpłatnych usług poradniczych. Ich zdaniem problemy prawne beneficjentów systemu niekomercyjnego są bardziej skomplikowane niż kazusy prawne klientów komercyjnych poradni prawnych. Oznacza to, że średni koszt porady komercyjnej jako punkt odniesienia do wyznaczenia średniego kosztu porady niekomercyjnej może być zaniżony z rynkowego punktu widzenia. Zatem proponowana procedura wyceny rynkowej zagregowanych kosztów funkcjonowania bieżącego systemu pomocy prawno-obywatelskiej określa ich dolny przedział.

Z kolei wycena budżetowa zasadza się głównie (w odniesieniu do podmiotów publicznych) na ustawowym lub statutowym obowiązku aktywności informacyjno-poradniczej. Ze względu na specyfikę i dostępność danych zaistniała potrzeba wykorzystania trzech procedur pomiaru, których suma ponownie — ze względu na celowo przyjęty minimalizm założeń kosztowych — określa dolny przedział zagregowanych kosztów.

Oba warianty metodyczne (rynkowy i budżetowy) wskazują, że faktyczne publiczne nakłady na nieodpłatną pomoc prawno-obywatelską wynoszą co najmniej 500 mln zł rocznie. Czy zatem w świetle przedstawionych szacunków należy wnioskować, że wysokość nakładów ze strony budżetu państwa na reformę systemu nieodpłatnego poradnictwa prawnego i obywatelskiego powinna być nie niższa od wymienionej kwoty 500 mln złotych? Paradoksalnie — biorąc pod uwagę wcześniej sformułowaną konstatację, ale „szczęśliwie” dla budżetu państwa — odpowiedź brzmi nie!

Takie postawienie sprawy musi wywoływać u czytelników pewną konsternację, bowiem te dwa wnioski wydają się być sprzeczne. Tak jednak nie jest. Podana kwota stanowiłaby adekwatną wielkość pod — całkowicie nierealistycznym — warunkiem, że nowo zinstytucjonalizowany system przejąłby wszystkich beneficjentów dotychczasowego nieformalnego systemu pomocy prawno-obywatelskiej. *Implicite* oznaczać musiałoby to m.in. zakaz wstępu do jakiegokolwiek instytucji publicznej po jakąkolwiek informację czy poradę prawną lub obywatelską.

¹⁶ <http://www.nik.gov.pl/analiza-budzetu-panstwa/archiwum/kontrola-czastkowe-2011.html>.

¹⁷ http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/pw_zatrudnienie_wynagrodzenia_2011.pdf.

Tym samym nowy system nie zastąpi, ale uzupełni istniejące nieformalne struktury. Dlatego faktyczny popyt na usługi wykonywane przez (certyfikowane) podmioty w ramach powstałego systemu byłby znacznie niższy (Florczak, 2015).

dr hab. Waldemar Florczak — profesor Uniwersytetu Jagiellońskiego

LITERATURA

- Bezpłatne poradnictwo prawne i obywatelskie — analiza danych zastanych* (2012), INPRIS, Warszawa, http://www.ppio.eu/do_pobrania/dokumenty/raport_z_analizy_danych_INPRIS.pdf.
- Bojarski Ł. (2012), *Przegląd projektów ustaw dotyczących systemowych rozwiązań poradnictwa prawnego*, [w:] *Bezpłatne poradnictwo prawne i obywatelskie — analiza danych zastanych*, INPRIS, Warszawa, http://www.ppio.eu/do_pobrania/dokumenty/raport_z_analizy_danych_INPRIS.pdf.
- Bojarski Ł., Wiaderek G. (2009), *Starania o ustawową regulację dostępu do nieodpłatnej pomocy prawnej — historia i stan obecny*, [w:] Winiarska A. (red.), *Obywatel i prawo*, ISP, Warszawa, s. 13—39, <http://www.isp.org.pl/files/3154399750191333001257250212.pdf>.
- Burdziej S., Dudkiewicz M. (2013), *Korzystający i niekorzystający z poradnictwa prawnego i obywatelskiego*, ISP, Warszawa, <http://isp.org.pl/uploads/filemanager/pliki/poradnictwo/RaportISPBeneficjencifinal16.04.13.pdf>.
- Florczak W. (2012), *System poradnictwa prawnego i obywatelskiego: rozważania ekonomisty i próba operacjonalizacji*, [w:] *Bezpłatne poradnictwo prawne i obywatelskie — analiza danych zastanych*, INPRIS, Warszawa, s. 256—300, http://www.ppio.eu/do_pobrania/dokumenty/raport_z_analizy_danych_INPRIS.pdf.
- Florczak W. (2015), *Ile może kosztować reforma systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. XCV, s. 189—206.
- Gramatnikov M., Barendrecht M., Laxminarayan M., Verdonschot J. H., Klaming L., van Zeeland C. (2009), *A Handbook for Measuring the Costs and Quality of Access to Justice*, Tilburg Institute for Interdisciplinary Studies of Civil Law and Conflict Resolution Systems, Maklu Publishers, Apeldoorn, https://www.measuringaccesstojustice.com/wp-content/uploads/2011/03/Hand-book_v1.pdf.
- Preisert A., Schimanek T., Waszak M., Winiarska A. (red.) (2013), *Poradnictwo Prawne i Obywatelskie w Polsce. Stan obecny i wizje przyszłości*, ISP, Warszawa, <http://www.isp.org.pl/uploads/pdf/443334703.pdf>.
- System nieodpłatnego poradnictwa prawnego i obywatelskiego w Polsce* (2013), INPRIS, Warszawa, http://www.ppio.eu/do_pobrania/dokumenty/Model_nieodplatnego_poradnictwa_do_konsultacji-ZBPO.pdf.
- Wiaderek G. (red.) (2014), *Poradnictwo prawne i obywatelskie — system, koszty i innowacje*, INPRIS, Warszawa, s. 21—52, http://www.inpris.pl/fileadmin/user_upload/documents/Analiza_INPRIS_1_.pdf.
- Winczorek J. (2012), *Przegląd literatury na temat dostępności i korzystania z pomocy prawnej*, [w:] *Bezpłatne poradnictwo prawne i obywatelskie — analiza danych zastanych*, INPRIS, Warszawa, s. 41—103, http://www.ppio.eu/do_pobrania/dokumenty/raport_z_analizy_danych_INPRIS.pdf.
- Winczorek J. (2014), *Dostęp do poradnictwa — stan obecny i możliwości zmiany*, [w:] Wiaderek G. (red.), *Poradnictwo prawne i obywatelskie — system, koszty i innowacje*, INPRIS, Warszawa, s. 21—52, http://www.inpris.pl/fileadmin/user_upload/documents/Analiza_INPRIS_1_.pdf.

Summary. *The article presents estimates of the costs of the current, free legal and civil guidance system in Poland. Due to the lack of hard data the author proposes his original measurement procedure. He specifies two valuation methods: quasi-market and quasi-fiscal. According to the first of them, the public costs of the functioning of the informal legal and civil guidance system totaled 540 million PLN in 2012. This figure was obtained on the basis of information on the total number of granted advices and their distribution by difficulty or time-consuming. In the other method, depending on the availability of data and the specifics of the legal and civil donors' advices, three variants of the measurement are proposed. The total cost of the quasi-budget procedure amounted to 514 million PLN. The obtained result is therefore close to the size of the resulting method quasi-market, which seems to strengthen the reliability of the analysis. Based on the obtained results it can be concluded that public expenditure for the functioning of non-institutionalized legal and civic assistance system is not lower than 500 million PLN per year.*

Keywords: legal and civil assistance, service providers, beneficiaries, supply and demand for legal services, cost estimates.

Резюме. *Статья представляет оценки затрат текущей, безвозмездной системы юридическо-гражданских консультаций в Польше. Из-за недостатка реальных данных способы измерения были предложены автором. Статья характеризует два метода оценки: квазирыночный и квазибюджетный. Согласно первому методу, государственные затраты на неформальную систему юридическо-гражданской помощи составили в 2012 г. 540 миллионов злоты. Эти данные получились на основе информации об общем числе предоставленных консультаций, а также информации о их распределении в отношении к степени их сложности, или же их трудоемкости. Во втором методе, в зависимости от доступности данных и специфичности субъектов предоставляющих юридическо-гражданские консультации, были предложены три варианта измерения. Общие затраты по квазибюджетному методу составили 514 миллионов злоты. Результат является близким к величине полученной в квазирыночном методе, что укрепляет достоверность анализа. На основе полученных результатов можно констатировать, что государственные затраты на незаконную систему юридическо-гражданской помощи составляют не ниже 500 миллионов в год.*

Ключевые слова: юридическо-гражданская помощь, поставщики услуг, бенефициары, предложение и спрос на юридические услуги, оценки затрат.

Wydatki na wybrane używki w europejskich gospodarstwach domowych

Streszczenie. *Celem opracowania jest ukazanie poziomu i udziału wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki w europejskich gospodarstwach domowych, ze szczególnym uwzględnieniem polskich gospodarstw. Do analizy wykorzystano dane GUS i Eurostatu. Metody badawcze stosowane w opracowaniu to analiza skupień Warda i relacje korelacyjne. Największe obciążenie budżetów domowych wydatkami na omawiane używki obserwowano w Czechach i Estonii. W Polsce notowano relatywnie niski poziom tych wydatków, przy stosunkowo wysokim ich udziale w strukturze wydatków i dodatnim tempie zmian w latach 1995–2012. Zmiennymi mającymi największy związek z wydatkami na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki były dochód rozporządzalny na osobę, a następnie wielkość gospodarstwa domowego i fazy rozwoju rodziny.*

Słowa kluczowe: napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe, budżety domowe, badania konsumenckie, analiza skupień.

Budżety gospodarstw domowych są dobrym źródłem danych do analizy zachowań konsumpcyjnych. Pozwalają m.in. określić poziom i strukturę wydatków na zakupy dóbr i usług w gospodarstwach domowych. W badaniach budżetów gospodarstw domowych wyróżnia się 12 kategorii wydatków na dobra i usługi konsumpcyjne. Jedną z tych kategorii są wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. Zalicza się tu napoje alkoholowe, których zakup związany jest ze spożyciem w domu. Kategoria ta nie obejmuje napojów alkoholowych sprzedawanych na potrzeby natychmiastowej konsumpcji poza domem — w kawiarniach, barach, hotelach, restauracjach, kioskach, u sprzedawców ulicznych, w automatach itd. W skład tej kategorii wchodzi również napoje niskoalkoholowe lub bezalkoholowe, które przeważnie zawierają alkohol, takie jak piwo bezalkoholowe. Z kolei wydatki na wyroby tytoniowe obejmują wszystkie ich zakupy, w tym również zakupione przez gospodarstwa domowe w kawiarniach, barach, restauracjach, punktach usługowych itd.

Celem artykułu jest zbadanie specyfiki i skali różnicy wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe oraz narkotyki w europejskich gospodarstwach domowych, ze szczególnym uwzględnieniem gospodarstw domowych z Polski.

Materiał badawczy stanowiły indywidualne dane GUS za 2012 r. z badania budżetów gospodarstw domowych uzyskane w ramach projektu badawczego *Badanie uwarunkowań poziomu konsumpcji w gospodarstwach domowych, ze szczególnym uwzględnieniem różnic między województwami*. W artykule wykorzystano zbiór danych GUS obejmujący 37427 gospodarstw domowych oraz dane Eurostatu.

Porównano gospodarstwa domowe z 29 krajów Europy, przy czym szczególną uwagę zwrócono na polskie gospodarstwa domowe. Analizie poddano napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki — badano ich poziom, udział w wydatkach ogółem oraz dynamikę zmian.

W przeprowadzonym badaniu posłużono się średnimi arytmetycznymi, stosunkiem korelacyjnym oraz analizą skupień metodą Warda.

W analizie skupień metodą Warda do oszacowania odległości między skupieniami wykorzystano odejście analizy wariancji (Sokołowski, 2004). W metodzie tej zmierza się do minimalizacji wzrostu ogólnego błędu wewnątrzskupieniowego wyrażonego sumą kwadratów odchyleń wartości analizowanych zmiennych od średniej dla danych skupień. Zakłada się, że na początku każdy obiekt stanowi osobne skupienie, następnie łączy się skupienia najbardziej do siebie podobne, aż do uzyskania jednego skupienia zawierającego wszystkie obserwacje. Metoda uznana jest za efektywną, ponieważ zapewnia homogeniczność obiektów wewnątrz skupień, a jednocześnie ich heterogeniczność między skupieniami. W wielu analizach metoda ta dała najlepsze wyniki (Pietrzykowski, Kobus, 2008; Piekut, 2014a, b). Wskazuje się, że efektywność wykrywania prawdziwej struktury danych jest w metodzie Warda o ok. 40% lepsza niż w następnej w kolejności hierarchicznej metodzie grupowania, tzw. analizie najdalszego sąsiedztwa (Grabiński, Sokołowski, 1980; Sokołowski, 2004).

Do porządkowania nieliniowego gospodarstw domowych w postaci dendrogramu wykorzystano trzy zmienne: wydatki (w euro) na wyroby alkoholowe, tytoniowe oraz narkotyki, udział tych wydatków w wydatkach ogółem oraz średnioroczne tempo zmian na rzeczne dobra w latach 1995—2012 (w %).

W celu obliczenia średniorocznego tempa zmian zjawiska w pierwszym kroku obliczono indeksy łańcuchowe dla poszczególnych lat:

$$i = y_n / y_{n-1} \quad (1)$$

gdzie:

- i — indeks łańcuchowy,
- y_n — okres badany, bieżący rok, dla którego jest wyznaczany wskaźnik,
- y_{n-1} — okres bazowy, rok poprzedzający rok badawczy.

W drugim kroku z otrzymanych wskaźników wyliczono średnioroczne tempo zmian dla poszczególnych okresów:

$$\overline{i}_G = \sqrt[n]{i_{n/n-1} \cdot i_{n-1/n-2} \cdot \dots \cdot i_{2/1}} = \sqrt[n]{i_{n/1}} - 1 \quad (2)$$

gdzie $\overline{i}_G$ — średnioroczne tempo zmian z poszczególnych okresów.

W celu ujednolicenia ich charakteru poddano je normalizacji. Wykorzystano metodę standaryzacji, w wyniku której przekształcone wartości mają rozkład o średniej 0 i odchyleniu standardowym 1. Zabieg ten umożliwia porównywanie wartości wielu zmiennych (niezależnie od ich oryginalnego rozkładu i jednostek, w jakich je zmierzono). Standaryzacja danych wejściowych powoduje też, że wyniki analiz statystycznych są całkowicie niezależnymi od jednostek pomiaru poszczególnych zmiennych (Młodak, 2006; Zeliaś, 2002).

Wartości każdej ze zmiennych (X_j) przekształcono w następujący sposób:

$$Z_j = \frac{X_j - \overline{X}_j}{S_j} \quad (3)$$

gdzie:

X_j — wartość zmiennej przed normalizacją (zmienna w postaci stymulanty),

Z_j — wartość zmiennej po normalizacji,

S_j — odchylenie standardowe zmiennej.

W opracowaniu do zbadania związku wydatków na używki z cechami gospodarstw domowych wykorzystano współczynniki korelacji liniowej. Miary te nie mają ograniczeń liniowych, czyli mogą być stosowane do pomiaru siły korelacji zmiennych niezależnie od faktu, czy powiązania między nimi są krzywoliniowe czy liniowe (Borkowski, Stańko, 2010), dlatego niejednokrotnie uzyskują wyraźną preferencję nad innymi współczynnikami korelacji (Luszniewicz, Słaby, 1997; Józwiak, Podgórski, 1992). Konstrukcja tych miar oparta jest na równości wariancyjnej (Ostasiewicz i in., 2006). Przyjmuje się, że ogólna wariancja zmiennej zależnej jest równa sumie wariancji średnich międzygrupowych tej zmiennej i średniej z jej wariancji międzygrupowej. Wariancja międzygrupowa mierzy zróżnicowanie wartości zmiennej zależnej (y) spowodowane zmiennością zmiennej niezależnej (x), zaś średnia z wariancji międzygrupowych określa tę część zmienności zmiennej zależnej, która jest spowodowana innymi determinantami aniżeli uwzględniona w badaniu zmienna niezależna (Kulesza, 2013).

Wyznaczanie współczynnika korelacyjnego badającego zależność zmiennej y od zmiennej x można obliczyć następująco:

$$e_{xy} = \frac{S_{My}}{S_y} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y})^2 \cdot n_i}{\sum_{j=1}^m (y_j - \bar{y})^2 \cdot n_j}} \quad (4)$$

gdzie:

x, y — badane zmienne,

$\bar{y}$ — średnia arytmetyczna zmiennej y ,

i — numer wariantu zmiennej y ; $i=1, 2, \dots, k$,

j — numer wariantu zmiennej y ; $j=1, 2, \dots, k$,

n_i — liczba wystąpień i -tego wariantu zmiennej x ,

n_j — liczba wystąpień j -tego wariantu zmiennej y ,

$\bar{y}_i$ — średnia wartość zmiennej y , przyjmowana, gdy zmienna x przyjmuje i -ty wariant wartości (i -ta średnia międzygrupowa y).

Współczynniki korelacyjne są miarami niemianowanymi, przyjmują wartości z przedziału $0 \leq e \leq 1$. Gdy cechy są nieskorelowane, wartości miar wynoszą 0, natomiast gdy między badanymi zmiennymi zachodzi zależność funkcyjna — 1. Im wartość wskaźnika korelacyjnego jest bliższa 1, tym zależność korelacyjna jest silniejsza.

Analizy statystycznej dokonano z wykorzystaniem programów *Statistica 10,0* i *Excel*.

WYDATKI NA WYBRANE UŻYWKI W EUROPEJSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH

Średnie wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki w gospodarstwach domowych w krajach Unii Europejskiej (UE) z każdym rokiem ulegają zwiększeniu. Od 1995 r. do 2012 r. nastąpiło 90% zwiększenie wydatków na te używki — rocznie na osobę z ok. 324 euro do 617 euro. Pomiedzy krajami UE występuje jednak duża zmienność w wydatkach na „dobra”, choć w ostatnich latach nastąpiło zmniejszenie dysproporcji. Na początku XXI w. współczynnik zmienności wynosił 90—100%, a od 2010 r. stanowił ok. 70% (tabl. 1).

W badanym okresie średni udział wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe wynosił ok. 5,0%. W latach 1995—2012 nie zauważono też dużych zmian w wartościach współczynnika zmienności, który wynosił ok. 40%, co wskazuje na duże dysproporcje pomiędzy krajami.

Do pogrupowania krajów o podobnym poziomie i udziale wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki zastosowano metodę Warda. Drzewo przecięto na wysokości 4. W wyniku czego otrzymano 5 skupień (wykr. 1). W lewostronnej części dendrogramu znalazły się trzy skupienia: jed-

no-, pięcio- i czteroelementowe. Natomiast po prawej stronie zagregowano dwa skupienia, które obejmowały 5 i 14 krajów.

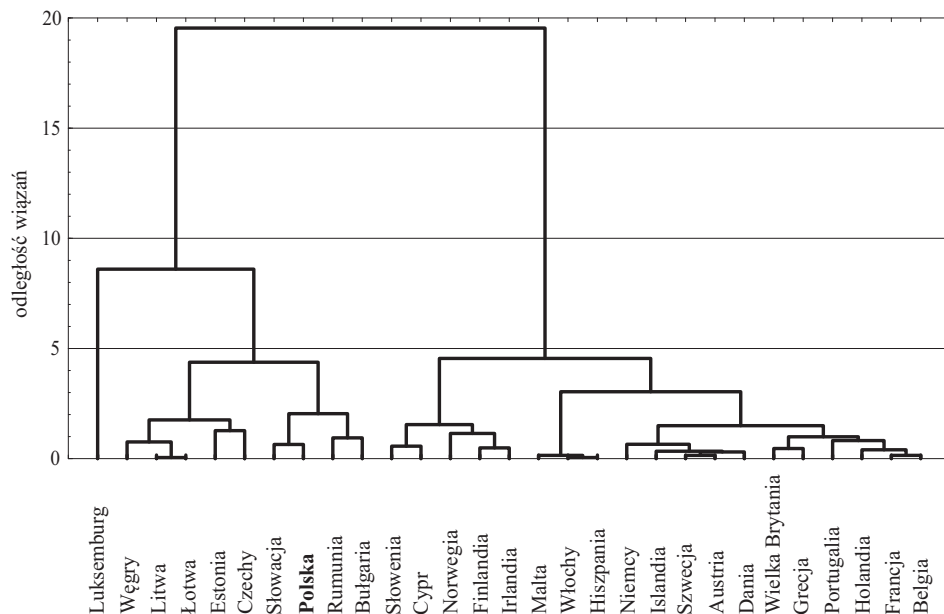
TABL. 1. ŚREDNIE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI ORAZ WARTOŚCI WSPÓLCZYNNIKA ZMIENNOŚCI DLA UE 27

L a t a	Średnie wydatki w euro	Współczynnik zmienności poziomu wydatków	Średni udział wydatków	Współczynnik zmienności udziału wydatków
		w %		
1995	324,1	87,9	5,3	40,1
1996	344,8	88,6	5,2	38,6
1997	351,7	94,2	5,2	38,5
1998	389,7	86,3	5,1	38,3
1999	427,6	98,4	5,2	40,5
2000	458,6	102,9	5,2	41,6
2001	455,2	90,1	5,0	36,9
2002	496,6	101,1	5,2	39,7
2003	496,6	93,9	5,1	38,1
2004	524,1	101,7	5,0	40,6
2005	524,1	94,4	4,9	40,2
2006	537,9	81,9	4,7	38,9
2007	562,1	76,9	4,6	39,1
2008	562,1	69,8	4,6	38,4
2009	558,6	74,2	4,9	41,6
2010	572,4	71,1	4,9	40,4
2011	606,9	69,2	5,0	40,5
2012	617,2	68,2	5,0	40,8

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu — *Final...* (2015).

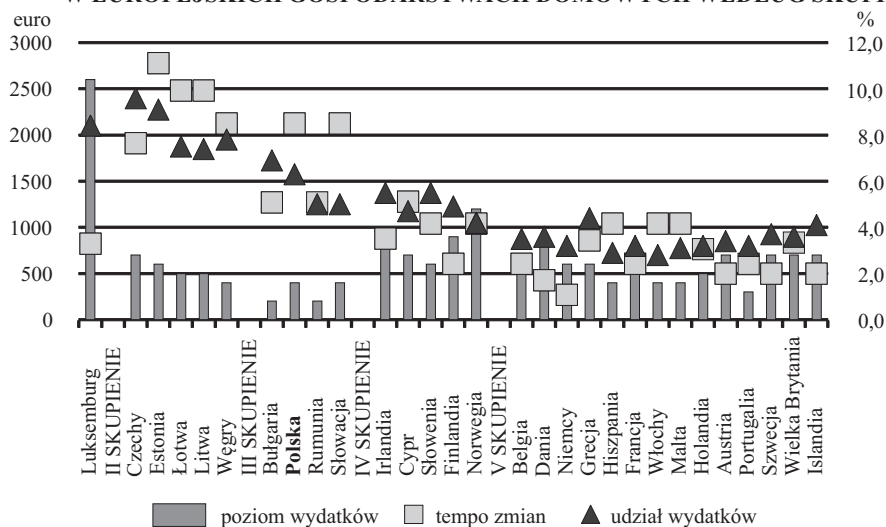
W luksemburskich gospodarstwach domowych notowano najwyższy poziom (w 2012 r. 2600 euro na rok na osobę) i relatywnie wysoki udział (8,4% wydatków ogółem) wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki, przy stosunkowo niskiej dynamice zmian tych wydatków w latach 1995—2012, które z roku na rok wzrastały o 3,3% (wykr. 2). Najmniejszy natomiast ich poziom zauważono w skupieniu III, w którym znalazły się: Bułgaria, Polska, Rumunia i Słowacja (200—400 euro na osobę), choć udziały tych wydatków były na relatywnie wysokim poziomie. W Polsce i na Słowacji notowano też stosunkowo wysokie tempo zmian. Najniższe udziały wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki obserwowano w skupieniu V, tj. we Włoszech i Hiszpanii, gdzie stanowiły one 2,8—2,9% wydatków ogółem. W skupieniu tym zauważono też względnie niskie tempo zmian wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. Z roku na rok najmniej wzrastały wydatki w niemieckich gospodarstwach domowych (o 1,1%), a najwięcej w hiszpańskich, włoskich oraz maltańskich (o 4,2%). Największe udziały wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki zaobserwowano w Czechach (9,6%) oraz Estonii (9,1%) należących do skupienia II. W skupieniu tym zauważono też najwyższe tempo wzrostu wydatków na omawianą kategorię. W Estonii z roku na rok wydatki wzrastały o 11,1%, a na Łotwie i Litwie o 9,9%. Trochę mniejszą dynamikę zmian notowano w Czechach, gdzie te wydatki wzrastały z roku na rok o 7,6% oraz na Węgrzech o 8,5%. Podobną dynamikę wzrostu, jak w węgierskich gospodarstwach domowych, obserwowano też w skupieniu III. W Polsce i na Słowacji z roku na rok wydatki wzrastały o 8,5%.

Wykr. 1. DRZEWO KLASYFIKACYJNE KRAJÓW EUROPEJSKICH ZE WZGLĘDU NA WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOŁOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu — Final... (2014).

Wykr. 2. ROCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOŁOWE, WYROBY TYTONIOWE, I NARKOTYKI, ICH UDZIAŁ W WYDATKACH OGÓŁEM W 2012 R. ORAZ TEMPO ZMIAN TYCH WYDATKÓW W LATACH 1995—2012 W EUROPEJSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG SKUPIEŃ



Źródło: jak przy wykr. 1.

Większe obciążenie budżetów domowych wydatkami na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki może wiązać się z większym ich spożyciem, co z kolei może prowadzić do niekorzystnych skutków zdrowotnych (Łyszcza, Wyszkowska, 2013).

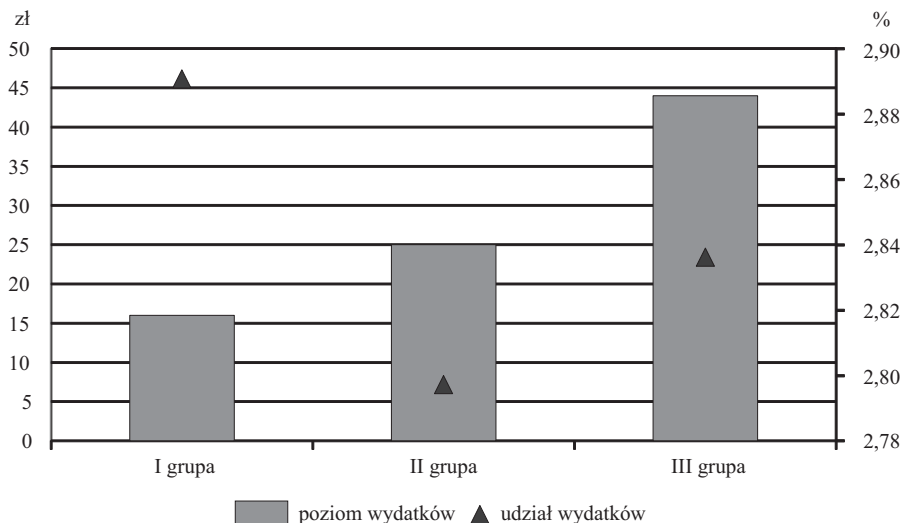
*CECHY GOSPODARSTW DOMOWYCH A WYDATKI
NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE
I NARKOTYKI W POLSCE*

Jedną z najważniejszych, jak nie najważniejszą, determinantą wydatków konsumpcyjnych są dochody rozporządzalne na osobę (Gutkowska i in., 2001; Pietkut, 2008). Przeanalizowano więc poziom i udział wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe oraz narkotyki w polskich gospodarstwach domowych w zależności od dochodu rozporzadzalnego na osobę. Współczynnik korelacyjny między zmienną zależną i poziomem dochodów rozporzadzalnych na osobę wyniósł 0,583. Wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki wzrastały wraz ze wzrostem dochodów w gospodarstwach domowych. W I grupie dochodowej, o najniższych dochodach, średnio miesięcznie na osobę przeznaczano na ten cel 16 zł, w II grupie dochodowej — 25 zł, a w III — 44 zł. Wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe stanowiły ok. 2,8% wydatków ogółem w grupach dochodowych II i III oraz 2,9% w grupie I (wykr. 3).

Kolejną zmienną różnicującą wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe oraz narkotyki jest liczba osób tworząca gospodarstwo domowe. Wartość współczynnika korelacyjnego między wielkością gospodarstwa domowego i omawianymi wydatkami była niższa niż w przypadku dochodu rozporzadzalnego na osobę i wynosiła 0,165. Wraz ze wzrostem liczby osób w gospodarstwie domowym obniżały się wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe. W jednoosobowych gospodarstwach domowych średnie miesięczne wydatki wynosiły 47 zł, a w pięcio- i więcej osobowych — 17 zł. Udział wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe kształtował się od 2,5% wydatków ogółem w czteroosobowych gospodarstwach domowych do 3,1% w dwuosobowych (wykr. 4).

Faza cyklu rozwoju rodziny to kolejna zmienna różnicująca poziom wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. Stosunek korelacyjny między fazą cyklu rozwoju rodziny i zmienną zależną wyniósł 0,165. Poziom wydatków na te używki w zależności od fazy cyklu życia rodziny wynosił od 21 zł na osobę w gospodarstwach domowych z dziećmi w wieku szkolnym i 23 zł z dziećmi w wieku przedszkolnym i młodzieżą kształcącą się, do 51 zł w gospodarstwach osób młodych bez dzieci. Udział wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki w gospodarstwach domowych stanowił od 2,4% w wydatkach ogółem do 3,5%, przy czym ta najwyższa wartość dotyczyła gospodarstw domowych małżeństw starszych, aktywnych zawodowo (wykr. 5).

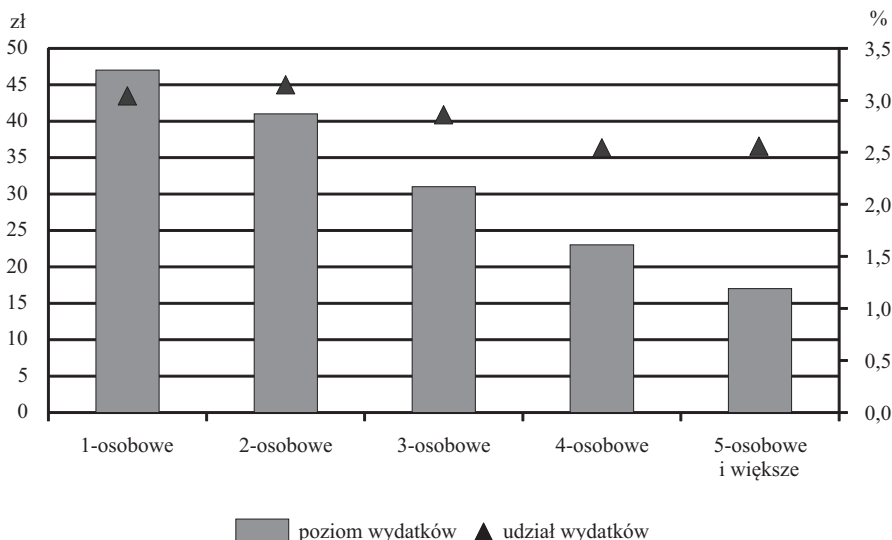
Wykr. 3. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG GRUPY DOCHODOWEJ^a W 2012 R.



^a Zbiór danych GUS podzielono na trzy równoliczne grupy, w I grupie dochodowej znalazły się gospodarstwa domowe z najmniejszymi dochodami, a w III grupie z — największymi.

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych z *Badania budżetów gospodarstw domowych 2012*, GUS.

Wykr. 4. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG WIELKOŚCI GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2012 R.



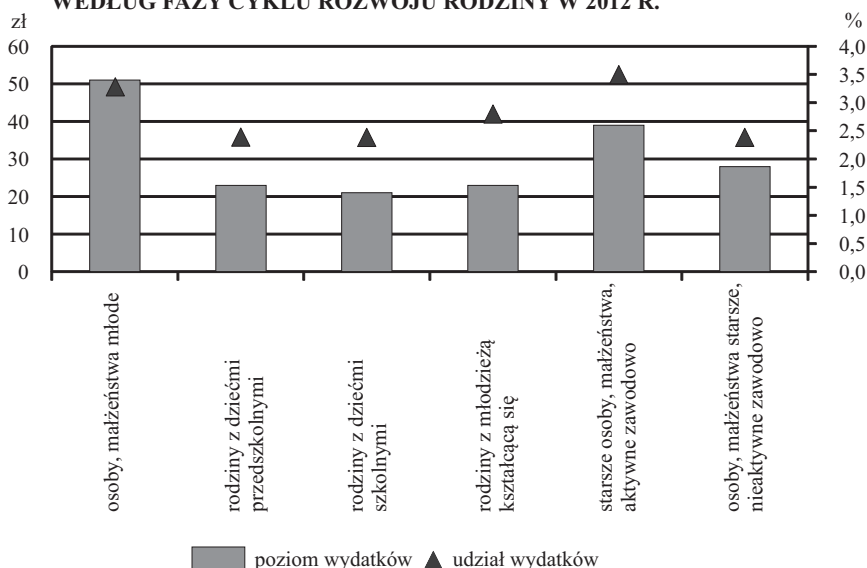
Źródło: jak przy wyk. 3.

Analiza zależności między kategorią społeczno-ekonomiczną i wydatkami na badane artykuły wskazuje na mniejszą siłę związku niż przy poprzednich zmiennych, a współczynnik korelacyjny wynosił 0,09. Wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki kształtowały się od 19 zł na osobę w gospodarstwach domowych utrzymujących się ze świadczeń społecznych do 34 zł na osobę w gospodarstwach domowych pracowników na stanowiskach nierobotniczych oraz utrzymujących się z pozostałych niezarobkowych źródeł. Najwyższy odsetek wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe zauważono w gospodarstwach domowych pracowników na stanowiskach nierobotniczych, rolników i emerytów — po 2,6% wydatków ogółem. Najwyższy udział tych wydatków w zależności od kategorii społeczno-ekonomicznej obserwowano w gospodarstwach domowych pracowników na stanowiskach robotniczych oraz utrzymujących się ze świadczeń społecznych, po 3,4% wydatków ogółem (wykr. 6).

Wykształcenie to kolejna zmienna wpływająca na różnice w poziomie i udziale wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. Współczynnik korelacyjny między wydatkami na te używki i wykształceniem głowy rodziny wyniósł 0,08. Wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia obserwowano wzrost wydatków na omawianą grupę produktów. W gospodarstwach domowych z głową rodziny legitymującą się najniższym wykształceniem średnie miesięczne wydatki na osobę wynosiły 24 zł, podczas gdy w gospodarstwach domowych z głową rodziny mającą wyższe wykształcenie — 35 zł. Odwrotnie natomiast kształtował się udział tych wydatków — największy notowano w gospodarstwach domowych, w których głowa rodziny legitymowała się najniższym poziomem wykształcenia (3,2% wydatków ogółem) i najmniejszy w gospodarstwach domowych osób z wyższym wykształceniem (2,3%) (wykr. 7).

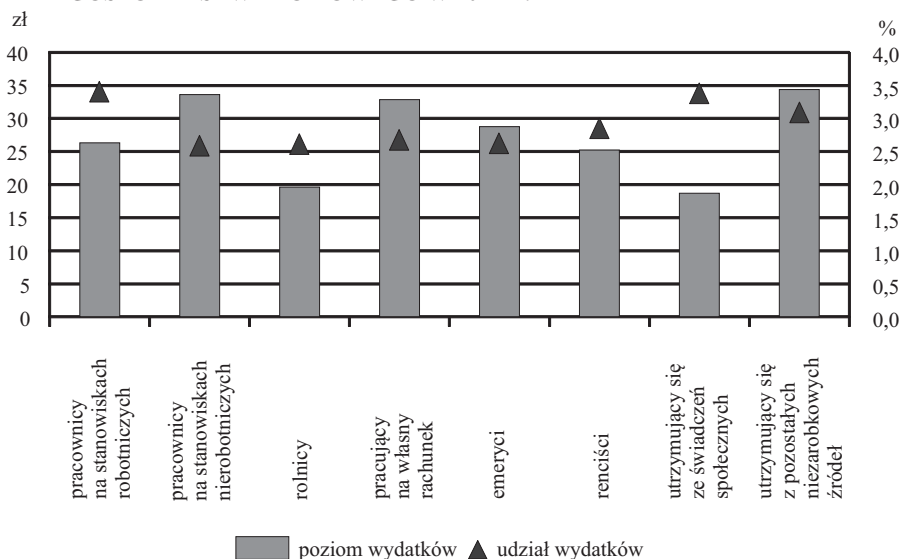
Analiza zależności między wydatkami na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe a województwem, w którym zlokalizowane było gospodarstwo domowe dowiodła, że największe wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe przypadające na osobę ponoszono w gospodarstwach domowych w województwach: mazowieckim — 38 zł, pomorskim — 34 zł oraz dolnośląskim i opolskim — po 33 zł, a najmniejsze w województwach: podkarpackim, małopolskim, świętokrzyskim i lubelskim — 21—22 zł. Najwyższy udział wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe obserwowano w województwach opolskim i pomorskim — po 3,3% wydatków ogółem, najniższy zaś w woj. małopolskim — 2,3% (wykr. 8). Woj. małopolskie cechowały więc jedne z mniejszych wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki, przy najniższym ich udziale w wydatkach ogółem. Relatywnie wysoki poziom i udział wydatków na te używki notowano w gospodarstwach domowych z województw: dolnośląskiego, śląskiego, opolskiego oraz pomorskiego. Wartość współczynnika korelacyjnego między tymi zmiennymi wyniosła 0,100.

Wykr. 5. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOŁOWE, WYROBY TYTONIOWE, I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG FAZY CYKLU ROZWOJU RODZINY W 2012 R.



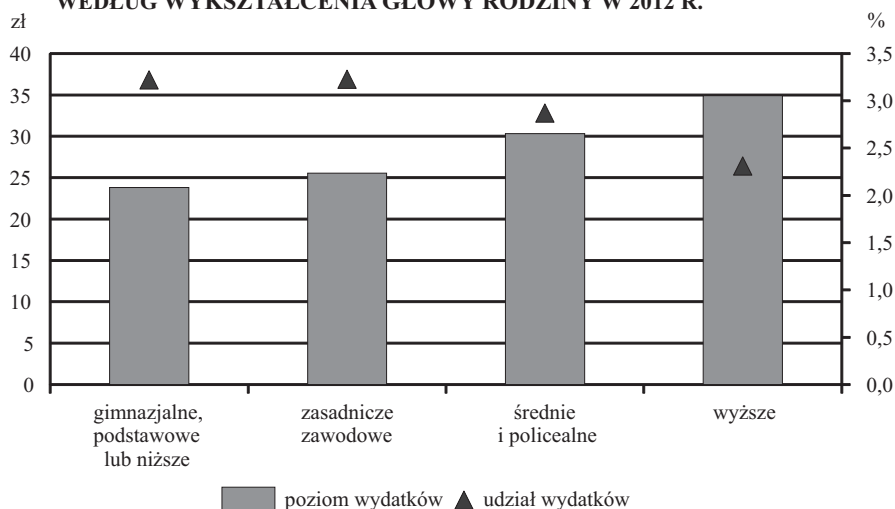
Źródło: jak przy wykr. 3.

Wykr. 6. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOŁOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG KATEGORII SPOŁECZNO-EKONOMICZNEJ GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2012 R.



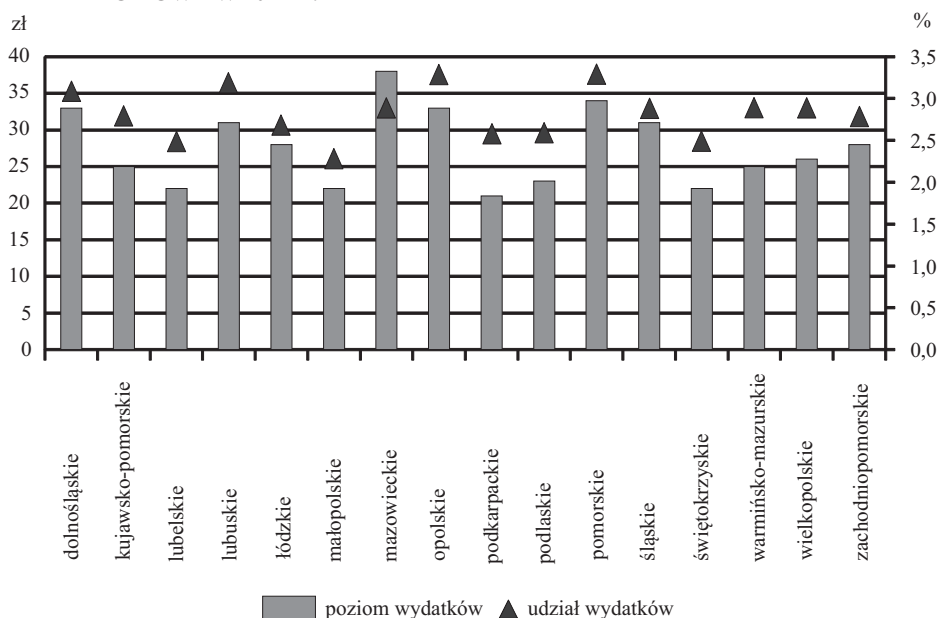
Źródło: jak przy wykr. 3.

Wykr. 7. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG WYKSZTAŁCENIA GŁOWY RODZINY W 2012 R.



Źródło: jak przy wyk. 3.

Wykr. 8. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG WOJEWÓDZTWA, W KTÓRYM ZLOKALIZOWANE JEST GOSPODARSTWO DOMOWE W 2012 R.

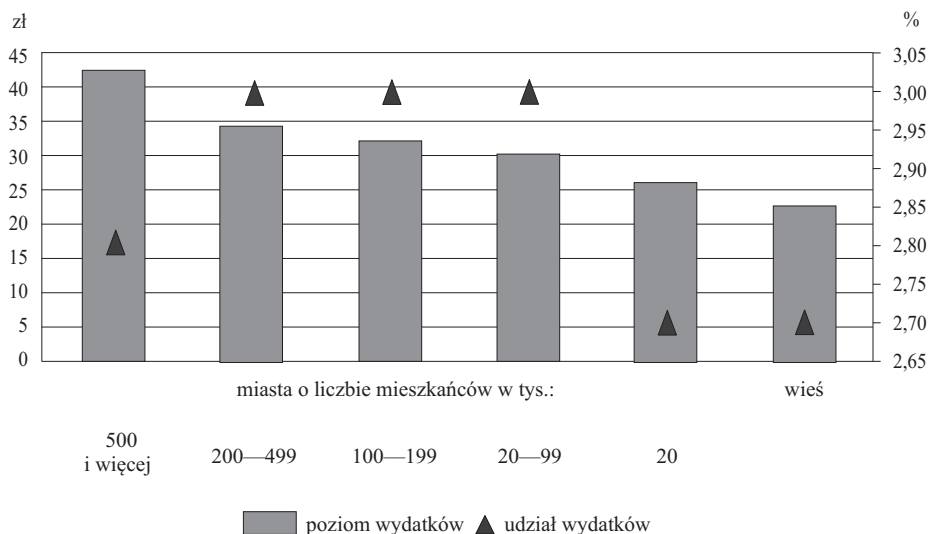


Źródło: jak przy wyk. 3.

W badaniach Doszyń (2013) wskazano również, że największą skłonność do konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych charakteryzowali się mieszkańcy województw: opolskiego, łódzkiego, zachodniopomorskiego i dolnośląskiego.

Współczynnik korelacyjny między wydatkami na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe a klasą miejscowości zamieszkania wyniósł 0,115. Wraz ze zmniejszaniem się klasy miejscowości zauważono spadek miesięcznych wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. W gospodarstwach domowych z największych miast (powyżej 500 tys. mieszkańców) średniomiesięczne wydatki na omawiane produkty wynosiły 43 zł na osobę, w miastach poniżej 20 tys. mieszkańców — 26 zł, a na wsiach — 23 zł na osobę. Na wsiach zaobserwowano też najniższy odsetek wydatków na omawiane tu używki, które stanowiły 2,7% wydatków ogółem, a najwyższy notowano w gospodarstwach domowych w miastach od 20 tys. do 200 tys. mieszkańców — 3,0% wydatków ogółem (wykr. 9).

Wykr. 9. MIESIĘCZNE WYDATKI NA NAPOJE ALKOHOLOWE, WYROBY TYTONIOWE I NARKOTYKI W POLSKICH GOSPODARSTWACH DOMOWYCH WEDŁUG KLASY MIEJSCOWOŚCI ZAMIESZKANIA W 2012 R.



Źródło: jak przy wykr. 3.

Na mniejszą konsumpcję napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych w środowisku wiejskim wskazują też badania Gacek (2011).

W innych badaniach wskazuje się (Rizov i in., 2012) na wyraźne różnice w poziomie konsumpcji napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych pomiędzy różnymi grupami konsumentów, podkreślając, że bezrobocie ma znaczący wpływ na palenie tytoniu.

Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonej analizy można skonstatować następujące wnioski i stwierdzenia:

- społecznościami, które największą część budżetów domowych przeznaczały na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki okazali się Czesi i Estończycy. Generalnie w gospodarstwach domowych mieszkańców Europy Środkowo-Wschodniej używki te pochłaniały większą część wydatków ogółem niż w pozostałych częściach Europy;
- pomiędzy krajami europejskimi występowały znaczne dysproporcje w tych wydatkach;
- w Polsce największe korelacje między wydatkami na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki oraz cechami gospodarstw domowych dotyczyły dochodu rozporządzalnego na osobę oraz wielkości gospodarstwa domowego. Im były większe dochody, tym były większe wydatki, natomiast im było mniej osób w gospodarstwie domowym, tym większe obserwowano wydatki, co wynika z faktu obecności dzieci w gospodarstwach wieloosobowych;
- w wiejskich gospodarstwach domowych, w gospodarstwach domowych rolników oraz w gospodarstwach domowych z dziećmi na utrzymaniu obserwowano najniższe wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe oraz narkotyki i najniższe ich udziały w wydatkach ogółem. Najwyższe udziały w wydatkach ogółem dotyczyły gospodarstw domowych robotników oraz w gospodarstwach osób aktywnych zawodowo z usamodzielnionymi dziećmi.

W artykule przedstawiono wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki. Należy brać pod uwagę, że większe wydatki na te produkty w niektórych grupach nie muszą wskazywać na ich większe spożycie, a mogą być spowodowane konsumpcją wysokogatunkowych wyrobów.

dr inż. Marlena Piekut — *Kolegium Nauk Ekonomicznych i Społecznych, Politechnika Warszawska*

LITERATURA

- Borkowski B., Stańko S. (2010), *Uwagi dotyczące wykorzystania i stosowania metod ekonometrycznych w badaniach ekonomicznych*, „Komitet Ekonomiki Rolnictwa”, t. 97.
- Doszyń M. (2013), *Zróżnicowanie regionalne skłonności do konsumpcji wyrobów tytoniowych i napojów alkoholowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6.
- Final consumption expenditure of households by consumption purpose — COICOP 3 digit — aggregates at current prices [nama_co3_c]*, Eurostat, dostęp 22.03.2015.
- Gacek M. (2011), *Wybrane zachowania zdrowotne grupy kobiet w środowisku wiejskim i miejskim w świetle statusu socjoekonomicznego i stanu odżywienia*, „Problemy Higieny Epidemiologicznej”, t. 92 (2).

- Grabiński T., Sokołowski A. (1980), *The Effectiveness of Some Signal Identification Procedures*, [w:] Kunt M., de Coulon F. (red.), *Signal Processing: Theories and Applications*. North-Holland Publishing Company, EURASIP, Amsterdam.
- Gutkowska K., Ozimek I., Laskowski W. (2001), *Uwarunkowania konsumpcji w polskich gospodarstwach domowych*, Wydawnictwo SGGW.
- Józwiak J., Podgórski J. (1992), *Statystyka od podstaw*, PWE, Warszawa.
- Kulesza M. (2013), *Analiza zależności wskaźników sytuacji gospodarczej Polski od wskaźników innych państw UE*, „Zeszyty Naukowe Wydziału Zamiejscowego w Chorzowie Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu”.
- Luszniewicz A., Słaby T. (1997), *Statystyka stosowana*, PWE, Warszawa.
- Lyszczarz B., Wyszowska Z. (2013), *Czynniki socjoekonomiczne i trwanie życia w krajach OECD*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy”, Uniwersytet Rzeszowski, nr 30.
- Młodak A. (2006), *Multilateral normalizations of diagnostic features*, *Statistics in Transition*, Vol. 7, No. 5.
- Ostasiewicz S., Rusnak Z., Siedlecka U. (2006), *Statystyka — elementy teorii i zadania*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Piekut M. (2008), *Polskie gospodarstwa domowe: dochody, wydatki i wyposażenie w dobra trwałego użytkowania*, Wydawnictwo SGGW.
- Piekut M. (2014a), *Nierówności w wydatkach na edukację w europejskich gospodarstwach domowych*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy”, Uniwersytet Rzeszowski, nr 39.
- Piekut M. (2014b), *Wydatki na kulturę i rekreację w budżetach gospodarstw domowych Europejczyków*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5.
- Pietrzykowski R., Kobus P. (2008), *Wielowymiarowe metody statystyczne w analizie wyników ekonomiczno-produkcyjnych gospodarstw rolnych wybranych państw Unii Europejskiej*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego”, nr 4.
- Rizov M., Herzfeld T., Huffman S. K. (2012), *The Russian food, alcohol and tobacco consumption patterns during transition*, „Collegium Antropologicum”, Vol. 36 (4).
- Sokołowski A. (2004), *Analizy wielowymiarowe. Materiały kursowe*, Statsoft, Kraków.
- Zeliaś A. (2002), *Some Notes on the Selection of Normalization of Diagnostic Variables*, „Statistics in Transition”, Vol. 5, No. 5.

Summary. *The aim of the study is to show the level and the share of expenditure on alcoholic beverages, tobacco and drugs in European households, with particular emphasis on Polish households. Data of the CSO and Eurostat were used for the analysis. Research methods used in the study are: Ward cluster analysis, correlation relationship. The biggest expenditures on stimulants in the household budget were observed in the Czech Republic and Estonia. In Poland were noted a relatively low level of spending, a relatively high share in the structure of expenditure and the positive rate of change in the years 1995—2012. The variables having the greatest relationship with expenditure on alcoholic beverages, tobacco and drugs were disposable income per capita, as well as household size and a stage of development of the family.*

Keywords: alcoholic beverages, tobacco products, household budgets, consumer research, cluster analysis.

Резюме. *Целью статьи является представление уровня и доли расходов на алкогольные напитки, табачные продукты и наркотики в европейских домашних хозяйствах, с особым вниманием польских хозяйств. Для анализа были использованы данные ЦСУ и Евростата. В разработке были использованы следующие исследовательские методы: анализ кластеров Варда, корреляционные отношения. Самая большая нагрузка домашних бюджетов расходами на обсуждаемые вкусовые вещества наблюдается в Чехии и в Эстонии. В Польше наблюдается относительно низкий уровень этих расходов, при относительно высокой их доли в структуре расходов и положительном темпе изменений в 1995—2012 гг. Переменными имеющими самую большую связь с расходами на алкогольные напитки, табачные продукты и наркотики были доход на душу населения, а дальше размер домашнего хозяйства и фазы развития семьи.*

Ключевые слова: алкогольные напитки, табачные продукты, бюджет домашних хозяйств, обследования потребления, кластерный анализ.

Wydawnictwa GUS — luty 2016 r.



Z lutowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację wydawaną co dwa lata — **„Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 r.”**. Zawiera ona informacje umożliwiające obserwację poziomu miesięcznych wynagrodzeń brutto w Polsce oraz ich struktury według cech demograficznych i zawodowych. Opracowanie przygotowano w Departamencie Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS przy współdziale Centrum Informatyki Statystycznej (Zakład w Radomiu), Urzędu Statystycznego w Bydgoszczy, Departamentu Metodologii, Standardów i Rejestrów oraz Departamentu Programowania i Koordynacji Badań GUS.

Publikacja składa się z uwag metodycznych do badania, którego istotnym elementem są grupy zawodów, różnicujące w sposób zasadniczy wynagrodzenia, a także niezbędne do pełnej oceny struktury kwalifikacyjnej kadr. W komentarzu analitycznym dokonano ogólnej charakterystyki wyników badania, uwzględniającej m.in. analizę struktury zatrudnienia oraz zróżnicowanie przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto. Materiał analityczny wzbogacono wykresami i tablicami. Wyniki badania zestawiono również w części tabelarycznej, która dostarcza informacji o strukturze i poziomie miesięcznych wynagrodzeń brutto według płci, wieku, wykształcenia, stażu pracy, wykonywanego zawodu oraz cech charakteryzujących zakłady pracy (rodzaj działalności, sektor własności i wielkość zakładu). Dane w części tabelarycznej ujęto w skali ogólnokrajowej oraz w układzie województw.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępna również na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu. Wszystkie tablice udostępniono także w formacie MS Excel.

W lutym br. ukazały się również: **„Biuletyn Statystyczny Nr 1/2016”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — grudzień 2015 r.”**, **„Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2014 r.”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju**

w styczniu 2016 r.”, „Metodologia oszacowania międzynarodowego handlu usługami według cech przedsiębiorstwa (STEC)”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w styczniu 2016 r.”, „Rocznik Statystyczny Przemysłu 2015”, „Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, 2015 r.” oraz „Wiadomości Statystyczne Nr 2 — luty 2016”.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2016 r.

W styczniu br. w większości obszarów gospodarki utrzymały się tendencje obserwowane w poprzednich okresach, jednak dynamika była wolniejsza w porównaniu z relatywnie wysoką w IV kwartale ub. roku (co częściowo wynika z wpływu czynników o charakterze sezonowym). Produkcja sprzedana przemysłu wzrosła w skali roku w mniejszym stopniu niż w okresie październik—grudzień ub. roku. Obniżyła się produkcja budowlano-montażowa. Nieco słabsze niż w IV kwartale ub. roku było tempo wzrostu sprzedaży detalicznej. Utrzymał się niewielki spadek sprzedaży usług w transporcie.

Spadek cen towarów i usług konsumpcyjnych w styczniu br. był nieco większy niż w ostatnich miesiącach ub. roku (0,7% w skali roku). Obniżyły się m.in. ceny w zakresie transportu, odzieży i obuwia oraz, po raz pierwszy od wielu lat, ceny towarów i usług związanych z mieszkaniem. Nieco wyższe niż przed rokiem były natomiast ceny żywności i napojów bezalkoholowych (wykr. 1). Utrzymał się spadek w skali roku cen producentów w przemyśle i budownictwie.

Wzrost przeciętnych nominalnych wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw w skali roku w styczniu br. był wyższy niż w ostatnim kwartale ub. roku, natomiast dynamika świadczeń emerytalno-rentowych nie uległa istotnej

zmianie. W rezultacie, przy spadku cen konsumpcyjnych, tempo wzrostu siły nabywczej płac przyspieszyło do 4,7%, a emerytur i rent — do 4,0% w systemie pracowniczym i do 3,2% — rolników indywidualnych.

Sytuacja na rynku pracy była lepsza niż przed rokiem. Poprawiło się tempo wzrostu przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw. Pomimo sezonowego wzrostu bezrobocia, stopa bezrobocia rejestrowanego kształtowała się na poziomie niższym niż w końcu stycznia ub. roku (10,3%) (wykr. 2). Wstępne wyniki Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności wskazują, że w IV kwartale ub. roku liczba bezrobotnych oraz stopa bezrobocia wyraźnie zmniejszyły się w skali roku, a liczba osób pracujących wzrosła. Poprawił się również wskaźnik zatrudnienia oraz współczynnik aktywności zawodowej. Relacja liczby osób niepracujących do pracujących kształtowała się korzystniej niż przed rokiem.

Produkcja sprzedana przemysłu w styczniu br. była o 1,4% wyższa niż przed rokiem (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym wzrost wyniósł 3,3%) (wykr. 3). Zwiększyła się produkcja we wszystkich sekcjach przemysłu, z wyjątkiem wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę. Produkcja budowlano-montażowa w styczniu br. była o 8,6% niższa w skali roku (po wyeliminowaniu czynników sezonowych notowano spadek o 7,0%) (wykr. 4). Najgłębszy spadek obserwowano w podmiotach zajmujących się głównie budową obiektów inżynierii lądowej i wodnej. Sprzedaż detaliczna w styczniu br. była wyższa niż przed rokiem o 3,1%.

Według badań koniunktury gospodarczej, w lutym br. przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego oceniają koniunkturę korzystnie, lepiej niż w trzech poprzednich miesiącach. Podmioty te formułują pozytywne prognozy w większości badanych obszarów. Niekorzystne pozostają natomiast oceny bieżące dotyczące portfela zamówień, produkcji i sytuacji finansowej. Przedsiębiorcy prowadzący działalność w zakresie budownictwa postrzegają ogólny klimat koniunktury mniej pesymistycznie niż w styczniu, głównie pod wpływem poprawy niekorzystnych przewidywań dotyczących portfela zamówień, produkcji

oraz sytuacji finansowej, przy pogorszeniu pesymistycznych diagnoz w tych obszarach. W trzecim miesiącu z kolei negatywnie oceniają koniunkturę jednostki handlu detalicznego. Przedsiębiorstwa te formułują niekorzystne i gorsze niż w styczniu br. oceny w zakresie bieżącej sprzedaży oraz sytuacji finansowej. Wyraźnie mniej niekorzystne są oczekiwania w tych obszarach oraz w zakresie przyszłego popytu na towary. W ostatnich miesiącach przedsiębiorstwa działające w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie oraz handlu detalicznym coraz częściej wskazują na uciążliwość niedoboru wykwalifikowanych pracowników oraz wzrost niepewności ogólnej sytuacji gospodarczej. Nastroje konsumentów są mniej pesymistyczne niż w styczniu. Poprawił się zwłaszcza wskaźnik opisujący przyszłe tendencje konsumpcji indywidualnej (w tym głównie przewidywania dotyczące poziomu bezrobocia i możliwości oszczędzania pieniędzy).

Na rynku rolnym w styczniu br., przy ograniczonym skupie, ceny większości produktów pochodzenia roślinnego były wyższe niż przed rokiem. Poniżej poziomu sprzed roku kształtowały się ceny skupu pszenicy (wykr. 5). Ceny produktów pochodzenia zwierzęcego (z wyjątkiem cen żywca wołowego), przy wzroście podaży, obniżyły się w skali roku.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

PROF. DR HAB. JANUSZ BUGA
(1929–2015)



Pan Profesor Janusz Buga, zmarły w kwietniu 2015 r., ponad 60 lat swojego życia poświęcił nauce. Pracował w wielu instytucjach naukowo-badawczych i uczelniach, prowadził wykłady, pisał artykuły naukowe, podręczniki, książki, brał aktywny udział w konferencjach naukowych w kraju i za granicą oraz kierował instytucjami naukowo-badawczymi. Przedstawię w ogólnym zarysie drogę naukową Profesora, Jego osiągnięcia naukowo-badawcze, instytucje, w których pracował, a także wspomnę o naszych kontaktach naukowych i ich wpływie na wzajemne relacje naukowo-badawcze.

DROGA NAUKOWA PROFESORA JANUSZA BUGI¹

W 1950 r. Profesor Janusz Buga ukończył szkołę średnią im. S. Żeromskiego w Warszawie i rozpoczął studia w Szkole Głównej Planowania i Statystyki (SGPiS), obecnie Szkoła Główna Handlowa (SGH) w Warszawie, które ukończył w 1958 r.

W latach 1958—1962 studiował — na prawach wolontariusza — matematykę na Wydziale Matematyki i Mechaniki Uniwersytetu Warszawskiego.

W 1967 r. obronił pracę doktorską na Wydziale Ekonomiki Produkcji Akademii Ekonomicznej w Krakowie, uzyskując stopień doktora nauk ekonomicznych.

W 1968 r. na podstawie oceny dorobku naukowego i badawczego otrzymał tytuł samodzielnego pracownika naukowo-badawczego.

¹ Archiwum GUS oraz dokumentacja Wyższej Szkoły Menedżerskiej w Warszawie oraz https://pl.wikipedia.org/wiki/Janusz_Buga, <http://nauka-polska.pl/dhtml/raporty/ludzieNauki?rtype=&opis&lang=pl&objectId=49091>.

W 1981 r. w SGPiS uzyskał stopień doktora habilitowanego nauk ekonomicznych w zakresie programowania matematycznego.

15 grudnia 1988 r. Janusz Buga otrzymał tytuł profesora. Specjalnością Profesora były ekonometria, statystyka i teoria ekonomii.

Przedmiotem prac naukowych i badawczych Profesora były analiza rynku, lokalizacja sieci handlowej oraz optymalizacja decyzji w zakresie transportu, produkcji i inwestycji. Był jednym z pierwszych autorów, który zastosował w praktyce gospodarczej metody programowania liniowego. Uzyskane rezultaty przyczyniły się do rozszerzenia tych metod na wiele dziedzin gospodarki przez różne ośrodki naukowo-badawcze w kraju.

Profesor Janusz Buga rozpoczął pracę jako asystent naukowo-badawczy w Instytucie Handlu Wewnętrznego w Warszawie w 1953 r. Przedmiotem jego zainteresowań była m.in. ekonomiczna i ekonometryczna analiza rynku, a następnie optymalizacja decyzji w dziedzinie przebiegów towarowych i lokalizacji obiektów handlowych.

Pracując w Instytucie Handlu Wewnętrznego napisał ok. 60 prac naukowych, z których kilka było opublikowanych w NRD i na Węgrzech. Samodzielnie i wspólnie ze swoimi współpracownikami wykonał kilkanaście poważnych ekspertyz w zakresie obrotu towarowego dla potrzeb Ministerstwa Handlu Wewnętrznego i Komisji Planowania przy Radzie Ministrów.

W 1963 r. Profesor Buga rozpoczął działalność dydaktyczną w ramach ośrodka doskonalenia zawodowego Ministerstwa Handlu Wewnętrznego, a potem w Towarzystwie Wolnej Wszechnicy Polskiej. W obu przypadkach przedmiotem prowadzonych zajęć była analiza rynku, ze szczególnym uwzględnieniem metod badania popytu konsumpcyjnego oraz sprawy optymalizacji produkcji i transportu.

Uważa się, że Profesor Buga był jednym z pierwszych w kraju autorów opracowania poświęconego praktycznym zastosowaniom metod matematycznych do optymalizacji przewozów towarów masowych. Za prace z tej dziedziny otrzymał w 1963 r. nagrodę Zarządu Głównego Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego.

W Instytucie Handlu Wewnętrznego pełnił funkcję kierownika pracowni Zastosowań Matematyki w Obrocie Towarowym.

Od sierpnia 1968 r. Profesor pracował w Zakładzie Badawczym Przemysłu Piekarniczego na stanowisku kierownika pracowni ekonomicznej, a od 1969 r. do listopada 1972 r. w Instytucie Planowania.

W 1969 r. rozpoczął prowadzenie zajęć w SGPiS w Katedrze Ekonometrii, gdzie w 1972 r. został zatrudniony. Przedmiotem prowadzonych zajęć były modele i metody ekonometryczne oraz modele i metody programowania matematycznego. Praca na tej uczelni trwała do końca 1979 r.

W 1967 r. został konsultantem Komitetu Nauki i Techniki ds. optymalizacji transportu towarowego w Polsce. Utworzony przez Niego zespół konsultantów wykonywał poważne zadania aplikacyjne, w zasadniczy sposób zmieniające

zasady budowy planów przewozowych ponad 25 grup towarów masowych. Za uzyskane wyniki otrzymał specjalną nagrodę Komitetu Nauki i Techniki.

W latach 1965—1967 wygłosił cykl wykładów dla pracowników naukowych Instytutu Badania Rynku oraz Instytutu Transportu w Lipsku, Berlinie oraz Dreźnie.

W latach 1970—1974 współpracował z Instytutem Automatyzacji Systemów Zarządzania Wojskowej Akademii Technicznej, gdzie wykonał kilka większych opracowań dla potrzeb przemysłu, głównie motoryzacyjnego. Jedno z tych opracowań o dużym znaczeniu dla teorii i praktyki planowania było przedstawione na międzynarodowym seminarium badań operacyjnych, spotykając się ze szczególnym zainteresowaniem wielu znanych uczonych.

W listopadzie 1972 r. Profesor przeniósł się do pracy w Centralnym Ośrodku Doskonalenia Kadr Kierowniczych, który w 1973 r. został przekształcony w Instytut Doskonalenia Kadr Kierowniczych Administracji Państwowej, a następnie w Instytut Organizacji Zarządzania i Doskonalenia Kadr. Profesor w dalszym ciągu skupiał swoje zainteresowania na metodach matematycznych w procesie wypracowywania racjonalnych decyzji gospodarczych. Kierował procesem dydaktycznym udoskonalającym kierowniczą kadrę gospodarki żywnościowej, zapoznając ją z nowoczesnymi metodami zarządzania. Z Jego inicjatywy liczna grupa słuchaczy przeprowadziła udane próby zastosowania metod optymalizacyjnych w wielu dziedzinach rolnictwa i przemysłu rolno-spożywczego. Uzyskane efekty stały się dodatkowym bodźcem skłaniającym coraz liczniejsze zespoły słuchaczy do operatywnego posługiwania się nowoczesnymi metodami w zarządzaniu. Za uzyskane rezultaty Minister Rolnictwa przyznał Profesorowi resortową odznakę „Zasłużony dla rolnictwa”.

W latach 1975—1977 Pan Profesor — wspólnie z prof. Wiesławem Sadowskim² — prowadził wykłady nt. zastosowania metod optymalizacyjnych w praktyce i podejmowania decyzji dla kadry kierowniczej w centralnych urzędach administracji państwowej.

Za działalność publikacyjną, a szczególnie za książkę pt. *Zagadnienia transportowe w programowaniu liniowym*, w 1975 r. Profesor otrzymał nagrodę Ministra Nauki, Szkolnictwa Wyższego i Techniki. Na międzynarodowym seminarium badań operacyjnych w Egerze (Węgry) prezentował wtedy, wspólnie z prof. W. Grabowskim, oryginalną koncepcję wieloszczeblowego, optymalnego planowania. Znalazło to odzwierciedlenie w pracy *Progress in operations research* wydanej przez North-Holland Publishing Company³.

W Instytucie Organizacji Zarządzania i Doskonalenia Kadr Profesor kierował Zakładem Metod Matematyczno-Ekonomicznych do października 1981 r., a Zakładem Techniki Zarządzania do końca 1982 r.

² Sadowski W. (1976), *Teoria podejmowania decyzji: wstęp do badań operacyjnych*, PWE, Warszawa; Sadowski W. (1981), *Decyzje i prognozy*, PWE, Warszawa.

³ *Progress in operations research* (1976), Amsterdam-London, North-Holland Pub. Co.

Od stycznia 1983 r. do września 1985 r. Profesor pełnił funkcję dyrektora Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych Głównego Urzędu Statystycznego i Polskiej Akademii Nauk (ZBSE GUS i PAN). W tym okresie ściśle współpracowałem z Profesorem, o czym chciałbym jeszcze wspomnieć.

Od października 1985 r. do końca 2012 r. Profesor pracował na Wydziale Ekonomicznym Politechniki Radomskiej. Kierował Katedrą Zastosowań Matematyki i Statystyki w Ekonomii, wykładał, publikował podręczniki oraz prowadził prace naukowo-badawcze.

Od września 1995 r. do końca września 2004 r. Profesor Buga pracował również w Wyższej Szkole Menedżerskiej w Warszawie. Pełnił funkcję kierownika Katedry Statystyki i Ekonometrii, prowadził wykłady ze statystyki, ekonometrii, kierował pracami katedry oraz pisał podręczniki ze statystyki. Z Jego inicjatywy w 2004 r. rozpocząłem pracę w Wyższej Szkole Menedżerskiej w Warszawie.

Od października 2004 r. do 5 kwietnia 2015 r. pracował na Wydziale Zarządzania i Marketingu w Wyższej Szkole Finansów i Zarządzania w Warszawie. Był dziekanem tego wydziału⁴. Prowadził wykłady ze statystyki, matematyki i innych przedmiotów związanych z Jego specjalizacją.

PUBLIKACJE PROFESORA BUGI

Profesor Buga opublikował: 8 podręczników, 7 monografii, 5 skryptów, ok. 50 oryginalnych artykułów w czasopismach i wydawnictwach książkowych oraz przedstawił 12 referatów na konferencjach krajowych i międzynarodowych.

Najważniejsze publikacje⁵ Profesora:

1. J. Buga, H. Kassyk-Rokicka (2008), *Podstawy statystyki opisowej*, Vizja Press&IT, Warszawa.
2. J. Buga, H. Kassyk-Rokicka (2001), *Podstawy statystyki opisowej*, BIG-MAR Chudy&Pierzycki, Warszawa.
3. J. Buga (2000), *Statystyka opisowa w przykładach*, Wydawnictwo Politechniki Radomskiej, Radom.
4. J. Buga (2004), *Wstęp do statystyki matematycznej z elementami statystycznej kontroli jakości*, Wydawnictwo Politechniki Radomskiej, Radom.
5. J. Buga, I. Nykowski (1974), *Zagadnienia transportowe w programowaniu liniowym*, wydanie 2 poprawione i rozszerzone, PWN, Warszawa.
6. *Zadania z algebry liniowej i programowania liniowego*, I. L. Kalichman (1974) [tł.: I. Nykowski (rozdz. I—V), J. Buga (rozdz. VI—VIII)], PWN, Warszawa.
7. J. Buga (1985), *Elementy ekonometrii i programowania matematycznego*, W. Sadowski (red.), wydanie 3, PWN, Warszawa.

⁴ <http://uczelnie.org/uczelnia/312>.

⁵ <http://opac.ciniba.edu.pl/191901381973/bugajanusz/podstawystatystykiopisowej>, <http://archiwum.allegro.pl/search/1849176-ekonometria-a-praktyka.html>.

8. J. Buga, T. Kuszewski (1997), *Tendencje zmian strukturalnych w Polsce i w wybranych krajach*, IRISS, Warszawa.
9. J. Buga, T. Kuszewski (1993), *Badania zależności między wybranymi kategoriami makroekonomicznymi*, IRISS, Warszawa.
10. Praca pod redakcją M. Lesza (współautor: J. Buga), *Ekonometria a praktyka planowania* (1965), PWE, Warszawa.

MOJA WSPÓŁPRACA Z PROFESOREM

Do 1983 r. spotykaliśmy się zwykle na konferencjach i seminariach naukowych, a także na zebraniach naukowych SGPiS. Ścisła współpraca z Profesorem rozpoczęła się od początku 1983 r., z chwilą mianowania Profesora dyrektorem ZBSE GUS i PAN⁶.

Był to bardzo trudny okres dla statystyki publicznej, a także bardzo ważny dla jej dalszego rozwoju. Po okresie stanu wojennego podjęte zostały próby przystosowania statystyki polskiej do standardów europejskich. Mieliśmy pewne doświadczenia z poprzednich lat, ale zdawaliśmy sobie sprawę z konieczności zmiany systemu badań statystycznych, ograniczenia sprawozdawczości statystycznej, podjęcia nowych badań, a przede wszystkim prowadzenia na szeroką skalę prac naukowo-badawczych. W sierpniu 1980 r. prezesem GUS został profesor Wiesław Sadowski, który w przeszłości współpracował ściśle z Profesorem Bugą. Pamiętam, jak prezes Wiesław Sadowski na jednym z posiedzeń Prezydium Kolegium GUS w 1982 r. uzasadniał decyzję mianowania Profesora Bugi dyrektorem ZBSE GUS i PAN, podkreślając Jego osiągnięcia naukowo-badawcze i organizacyjne.

W tym okresie zakład ten zajmował się prowadzeniem prac naukowych w dziedzinie teorii i zastosowań statystyki w odniesieniu do zjawisk ekonomicznych i społecznych, w celu pogłębienia teorii statystyki oraz metodologii badań i analiz statystycznych. Problematyka podejmowanych przez placówkę prac naukowo-badawczych uwzględniała istotne dla nauki i praktyki gospodarczej zagadnienia, takie jak poznanie ograniczeń rozwojowych Polski, sposoby ich przezwyciężania oraz ocena ich znaczenia dla integracji europejskiej. Zakład prowadził badania w zakresie: statystyki teoretycznej i stosowanej, metody reprezentacyjnej, ekonometrii, modelowania ekonomicznego, rachunków narodowych, ekonomii regionów i analiz polityki gospodarczej, wykonywał ekspertyzy dla centralnych urzędów administracji państwowej, np. dla Ministerstwa Finansów, Ministerstwa Gospodarki czy Rządowego Centrum Studiów Strategicznych.

⁶ Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN prowadził działalność naukowo-badawczą przez 38 lat. Został utworzony w 1966 r., a zakończył działalność w 2004 r. <http://www.nettax.pl/dzienniki/dugus/2004/4/poz.22.htm>.

W latach 1983—1985 dość ściśle współpracowałem z Profesorem Bugą, gdyż byłem członkiem Rady Naukowej ZBSE GUS i PAN. Pracowałem też w Komisji Matematycznej GUS⁷, która podlegała placówce naukowej kierowanej przez Profesora Bugę, a także pełniłem funkcję dyrektora Departamentu Badań Społecznych GUS. Ten departament podejmował budowę zintegrowanego systemu badań gospodarstw domowych⁸, a także zmieniał system badania cen konsumpcyjnych oraz metody obliczeń wskaźników kosztów utrzymania⁹. W tym czasie podejmowaliśmy decyzje dotyczące prac naukowo-badawczych, których wyniki były publikowane w różnych okresach¹⁰.

Po zakończeniu pracy Profesora w GUS spotykaliśmy się zwykle na konferencjach naukowych lub jako recenzenci na obronach prac doktorskich lub habilitacyjnych na różnych uczelniach, a także na spotkaniach okolicznościowych. Na jednym ze spotkań naukowych w 2003 r., w czasie obrony pracy doktorskiej, Profesor Buga zaproponował mi pracę w Wyższej Szkole Menedżerskiej (WSM) w Warszawie. Przekonywał mnie, że WSM rozwija się dynamicznie, podejmuje różne kierunki badań naukowych i dydaktycznych, dużo miejsca poświęca problematyce jakości, którą szczególnie interesowałem się od wielu lat. Podkreślał, że znajdę poparcie uczelni dla moich prac naukowo-badawczych i kontaktów zagranicznych. Wówczas współpracowałem również z Wydziałem Statystycznym ONZ (*United Nations Statistics Division*)¹¹ w zakresie metodologii badań reprezentacyjnych oraz oceny ich jakości.

Rozpocząłem pracę jako profesor zwyczajny. Stopniowo realizowałem założenia ustalone z Profesorem Bugą, byłem świadkiem dynamicznego rozwoju uczelni. Prowadziłem wykłady i badania naukowe nie tylko nad metodami estymacji dla małych obszarów i nad jakością danych statystycznych, ale także nad systemem informacji do sterowania rozwojem zrównoważonym¹², rolą myślenia

⁷ *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych GUS (1981—1986)* (1987), Z prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych, GUS, 166 s.; Kordos J. (2012), *Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach 1950—1993*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 10—25, GUS.

⁸ *Problemy integracji statystycznych badań gospodarstw domowych* (1987), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 34, GUS; Kordos J. (1985), *Towards an Integrated System of Household Surveys in Poland*, „Bulletin of the International Statistical Institute” (invited paper), vol. 51, book 2, 1.3, s. 1—18, Amsterdam.

⁹ *Zasady metodyczne statystyki cen detalicznych i kosztów utrzymania* (1985), Zeszyty metodyczne, nr 54, GUS; Kordos J. (1990), *O dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyjnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5.

¹⁰ Wiele publikacji ZBSE GUS i PAN zostało wydanych w serii „Z prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN”. Niektóre z nich można jeszcze znaleźć w Internecie.

¹¹ Kordos J. (2004), *Household Surveys in Some Transition Countries*, [w:] *Household Surveys in Developing and Transition Countries*, „Design, Implementation, and Analysis”, United Nations Statistics Division, New York (chapter 25, 49 pages), http://unstats.un.org/unsd/hhsurveys/pdf/Chapter_25.pdf.

¹² Kordos J. (2012), *W kierunku systemu informacji do sterowania rozwojem zrównoważonym*, [w:] *Innowacyjność w zarządzaniu: jakością, produkcją, logistyką, personelem i organizacją — nauka i praktyka*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Menedżerskiej w Warszawie, s. 9—32.

statystycznego w zarządzaniu jakością¹³ i globalnym zarządzaniem jakością (TQM). Dydaktykę w WSM zakończyłem w 2014 r., ale nadal prowadzę prace naukowo-badawcze.

Przedstawiłem tu w ogólnym zarysie drogę naukowo-badawczą Pana Profesora Janusza Bugi. Zdaję sobie sprawę z subiektywnego ujęcia niektórych wspomnień na podstawie dostępnej dokumentacji i kontaktów telefonicznych. Prace naukowo-badawcze Profesora Bugi i decyzje podjęte w instytucjach, którymi kierował miały istotny wpływ na dalszy rozwój naszej statystyki.

Oprac. **prof. dr hab. Jan Kordos**

¹³ Kordos J. (2014), *Rola myślenia statystycznego w zarządzaniu jakością*, [w:] *Statystyka — zastosowania biznesowe i społeczne*, red. naukowa: E. Frątczak, A. Kamińska, J. Kordos, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Menedżerskiej w Warszawie, s. 731.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Renata Bielak, Marek Cierpiat-Wolan, Włodzimierz Okrasa, Janusz Witkowski</i> — „Statystyka dla lepszego świata” — oczekiwania i trendy. 60. Światowy Kongres Statystyki, Rio de Janeiro 2015	1
<i>Jacek Białek</i> — Ogólna formuła indeksu cen	25
<i>Arkadiusz Kozłowski</i> — Losowanie zrównoważone i kalibracja	38
<i>Antoni Drapella</i> — O zlej radzie dotyczącej testu <i>F</i> Snedecora	61

BADANIA I ANALIZY

<i>Waldemar Florczak</i> — Szacunki kosztów nieformalnego systemu pomocy prawno-obywatelskiej	68
<i>Marlena Piekut</i> — Wydatki na wybrane używki w europejskich gospodarstwach domowych	86

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — luty 2016 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	101
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — styczeń 2016 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	103
Wspomnienie — prof. dr hab. Janusz Buga (1929—2015)	107

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Renata Bielak, Marek Cierpiał-Wolan, Włodzimierz Okrasa, Janusz Witkowski</i> — "Statistics for a better world" — expectations and trends. The 60 th World Congress of Statistics, Rio de Janeiro 2015	1
<i>Jacek Białek</i> — General price index formula	25
<i>Arkadiusz Kozłowski</i> — A balanced sampling and calibration	38
<i>Antoni Drapella</i> — A wrong advice concerning the test F Snedecor	61

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Waldemar Florczak</i> — Cost estimates of the legal and civic informal assistance system	68
<i>Marlena Piekut</i> — Expenditure on selected stimulants in European households	86

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of the CSO of Poland in February 2016 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	101
Information on the socio-economic situation of Poland in January 2016 (by <i>Analyses and Comprehensive Studies Department, CSO</i>)	103
Obituary — Professor Janusz Buga (1929—2015)	107

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Рената Беляк, Марек Церпьял-Волян, Влодзимеж Окраса, Януш Витковски</i> — „Статистика для лучшего мира” — ожидания и тенденции. 60. Всемирный конгресс статистики, Рио-де-Жанейро 2015	1
<i>Яцек Бялэк</i> — Общая формула индекса цен	25
<i>Аркадьюш Козловски</i> — Сбалансированная выборка и калибровка	38
<i>Антони Драпелла</i> — О плохом совете касающемся критерия <i>F</i> Снедекора	61

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Вальдемар Флорчак</i> — Оценки затрат неформальной системы юридическо-гражданской помощи	68
<i>Марлена Пекут</i> — Расходы на избранные вкусовые вещества в европейских домашних хозяйствах	86

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Публикации ЦСУ — февраль 2016 г. (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	101
Информация о социально-экономическом положении страны — январь 2016 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	103
Воспоминание — профессор доктор наук Януш Буга (1929—2015) ...	107

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 pożądane 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, pogrubiania 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 — wyk.
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.