

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

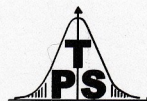
WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
STYCZEŃ 2017

Nr **1** (668)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
STYCZEŃ 2017

Nr **1** (668)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608 32 25

<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

Alina Świdarska (a.swiderska@stat.gov.pl)

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 Gorzycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

LISTA RECENZENTÓW OCENIAJĄCYCH ARTYKUŁY W 2016 R.

dr Elżbieta Antczak, dr hab. Iwona Bąk, mgr Renata Bielak, dr hab. Elżbieta Biernat, dr hab. inż. Iłona Bluemke, mgr Mirosław Błażej, prof. dr hab. Tadeusz Borys, dr hab. Joanna Bruzda, dr hab. Michał Brzeziński, dr inż. Beata Całka, dr Paweł Chlipała, dr Paweł Chmieliński, dr hab. Filip Chybalski, dr Marek Cierpień-Wolan, dr Dorota Ciołek, dr hab. Barbara Dańska-Borsiak, dr hab. Roman Dolata, mgr Wiesława Domańska, dr hab. Andrzej Dudek, prof. dr hab. Ewa Dziedzic, prof. dr hab. Dariusz Tadeusz Dziuba, dr hab. Krzysztof Firlej, dr hab. Waldemar Florczak, prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Marek Góra, dr hab. Tomasz Górecki, dr hab. Jakub Growiec, dr hab. Przemysław Grzegorzewski, dr Mikołaj Haponiuk, dr Aleksandra Jadach-Sepioło, prof. dr hab. Krzysztof Jajuga, mgr Maria Jeznach, dr hab. inż. Stanisław Krawiec, dr Barbara Karwat-Woźniak, mgr Marcin Kępka, prof. dr hab. Bogdan Klepacki, dr Tomasz Klimanek, prof. dr hab. Tomasz Komornicki, dr hab. Jan Komorowski, dr hab. Grzegorz Kończak, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Roman Kosmalski, prof. dr hab. Maciej Kot, mgr Wacława Kraśniewska, dr Kazimierz Kruska, prof. dr hab. Mirosław Krzyśko, dr Jan Kubacki, prof. dr hab. Karol Kukuła, mgr Liliana Kurska, dr hab. Ewa Kusideł, dr hab. Joanna Landmesser, dr Paweł Lula, dr inż. Aleksandra Łuczak, dr Iga Magda, dr hab. Anna Malina, dr hab. Piotr Małecki, dr Dorota Mantey, dr Grażyna Marciniak, dr hab. Krzysztof Marczewski, dr hab. Iwona Markowicz, prof. dr hab. Krystyna Mazurek-Łopacińska, dr Tomasz Misiak, dr hab. Andrzej Młodak, dr hab. Stanisław Mordwa, dr hab. Elżbieta Nawrocka, prof. dr hab. Eugeniusz Niedzielski, prof. dr hab. Adam Noga, dr hab. Małgorzata Orłowska, prof. dr hab. Magdalena Osińska, prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz, prof. dr hab. Tomasz Panek, dr Stanisław Paradysz, dr inż. Joanna Pawłowska-Tyszko, mgr Tomasz Piasecki, dr Marek Pieniążek, prof. dr hab. Zdzisław Pisz, dr Artur Prędkie, dr hab. Renata Przygodzka, prof. dr hab. Iwona Roeske-Słomka, mgr Dominika Rogalińska, prof. dr hab. Adam Sagan, dr hab. Marcin Salamaga, dr Anna Sączewska-Piotrowska, mgr Stanisław Sielużycki, prof. dr hab. Teresa Słaby, prof. dr hab. Adam Stabryła, prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz, dr Marek Szczerbak, prof. dr hab. Mirosław Szreder, mgr Mirosława Sztemberg-Lewandowska, dr hab. Piotr Szukalski, dr hab. Grzegorz Ślusarz, dr Aleksandra Tłuściak-Deliowska, prof. dr hab. Marek Walesiak, dr Paweł Wieczorek, prof. dr hab. Zofia Wilimowska, prof. dr hab. Dorota Witkowska, dr hab. Waldemar Wołyński, dr Piotr Wójcik, dr Wioletta Wrzaszcz, dr Grzegorz Wyłupek, prof. dr hab. Feliks Wysocki, dr Dorota Wyszowska, dr inż. Marcelina Zapotoczna, dr Adam Zaremba, prof. dr hab. Józef Stanisław Zegar, prof. dr hab. Anna Zielińska-Głębocka, dr inż. Agnieszka Zgierska, dr hab. Tomasz Żądło.

SPIS TREŚCI

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Waldemar Florczak</i> — Szacunki kosztów systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce	7
<i>Aleksandra Halka</i> — Zdezagregowany wskaźnik inflacji w polityce pieniężnej banku centralnego	26
<i>Tomasz Panek</i> — Polaryzacja ekonomiczna w Polsce	41
<i>Jadwiga Zaród</i> — Zróżnicowanie podregionów Polski ze względu na zagrożenie ubóstwem	62
<i>Agnieszka Kozera, Joanna Stanisławska, Romana Głowicka-Wołoszyn</i> — Zjawisko ubóstwa mieszkaniowego w krajach Unii Europejskiej	77

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Małgorzata Kisilowska: <i>Kultura informacji</i> , 218 stron, Stowarzyszenie Dziennikarzy Polskich, Warszawa 2016 r. (oprac. <i>Bogdan Stefanowicz</i>)	90
Wydawnictwa GUS — grudzień 2016 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	95
Sprostowanie do artykułu „Uwagi do artykułu <i>O złej radzie dotyczącej testu F Snedecora</i> ” autorstwa Wojciecha Młocka z numeru 11/2016 „Wiadomości Statystycznych”	98
Informacje dla Autorów	99

CONTENTS

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Waldemar Florczak</i> — Estimates of the costs of legal and civil assistance system in Poland	7
<i>Aleksandra Halka</i> — Disaggregated inflation rate in the monetary policy of the central bank	26
<i>Tomasz Panek</i> — Economic polarization in Poland	41
<i>Jadwiga Zaród</i> — Differentiation of Polish subregions due to the risk of poverty	62
<i>Agnieszka Kozera, Joanna Stanisławska, Romana Głowicka-Wołoszyn</i> — The phenomenon of housing poverty in the European Union	77

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Małgorzata Kisilowska: <i>Culture of information</i> , 218 pages, Stowarzyszenie Bibliotekarzy Polskich, Warsaw 2016 (by <i>Bogdan Stefanowicz</i>)	90
Publications of the CSO of Poland in December 2016 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	95
Correction to the article „Comments to the article <i>The bad advice concerning the Fisher-Snedecor test</i> ” by Wojciech Młócek published in „Statistical News” No. 11/2016	98
Information for the Authors	99

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Waldemar FLORCZAK

Szacunki kosztów systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest identyfikacja czynników oddziałujących na koszty funkcjonowania zinstytucjonalizowanego systemu nieodpłatnego poradnictwa prawnego² i próba ich kwantyfikacji na podstawie niejednorodnych danych uzyskiwanych z różnych opracowań lub badań. Zaprezentowana procedura analityczna stanowi egzemplifikację kosztów wynikających z wdrażania aktów prawnych normalizujących ten zakres publicznego rozdzielnictwa z wykorzystaniem danych subiektywnych (ankieta) i obiektywnych (statystyka publiczna).*

Przedstawiona metodyka analizy kosztów pozwala na uwzględnienie bardziej szczegółowych ustaleń prawnych dotyczących wdrożenia i funkcjonowania zreformowanego systemu pomocy prawno-obywatelskiej. Artykuł zawiera propozycje rozwiązań różniących się od tych, które wdrożono ustawą z dnia 5 sierpnia 2015 r., w zakresie źródeł finansowania zreformowanego systemu. Metoda ta może być zatem użyteczna do analiz alternatywnych wariantów reformy, wynikających z jej następstw dla finansów publicznych.

Słowa kluczowe: informacje i porady prawno-obywatelskie, nieodpłatny system pomocy prawnej, koszty funkcjonowania systemu pomocy prawnej.

JEL: C29, C53, C80, C81, C82, C83, H44, K00, K40, L51

Wprowadzeniu reformy nieformalnego systemu pomocy prawno-obywatelskiej z początkiem 2016 r. towarzyszyły liczne inicjatywy ustawodawcze ze

¹ Opracowanie w ramach realizacji grantu NCN nr 2012/07/B/HS4/02994.

² Ustawa z 5 sierpnia 2015 r. o nieodpłatnej pomocy prawnej oraz edukacji prawnej.

strony Ministerstwa Sprawiedliwości³, Kancelarii Prezydenta RP— *Dostęp do nieodpłatnej pozasądowej pomocy prawnej dla potrzebujących. Zielona Księga*⁴ czy Polskiego Stronnictwa Ludowego⁵. Pomimo zgody różnych środowisk społeczno-politycznych co do konieczności wdrożenia nowego, formalnego systemu pomocy prawnej i obywatelskiej i upodobnienia go do systemów poradniczych w większości państw zachodniego kręgu kulturowego, projekty ustaw różniły się konkretnymi zapisami i wynikającymi z tego kosztami. W artykułach Florczaka (2015, 2016) przedstawiano nowatorską metodykę pomiaru ogólnospołecznych kosztów bieżącego funkcjonowania nieformalnego systemu poradniczego oraz kosztów wariantowych jego wdrażania, zakładającą zarówno pełny, jak i ograniczony kryteriami podmiotowymi i przedmiotowymi dostęp do nieodpłatnej pomocy prawnej i obywatelskiej.

Przedstawione w cytowanych pracach procedury pomiaru kosztów były oparte na szacunkach popytu i podaży usług nieodpłatnego poradnictwa i celowo abstrahowały od konkretnych mechanizmów rozdzielnictwa. Tym samym szacunki, posiadając walor uniwersalności, wskazywały na rząd wielkości oczekiwanych kosztów wdrożenia nowego systemu bez względu na przyjęte rozwiązania szczegółowe. Metodyka szacunku kosztów jest jednak na tyle elastyczna, aby *explicite* wziąć pod uwagę bardziej szczegółowe ustalenia prawne dotyczące mechanizmów wdrożenia i funkcjonowania zreformowanego systemu pomocy prawno-obywatelskiej, co umożliwia pomiar niezbędnych kosztów z uwzględnieniem jego różnorodnych założeń⁶. Okazuje się, że wprowadzenie bardziej szczegółowych ustaleń w zakresie mechanizmów rozdzielnictwa nie skutkuje znaczącym błędem szacowanych kosztów w stosunku do tych, które uzyskano dla przypadku ogólnego (Florczak, 2015). Chociaż wejście w życie z dniem 1 stycznia 2016 r. ustawy o nieodpłatnej pomocy prawnej i edukacji prawnej sprawia, że przedstawione w artykule rozważania mają charakter głównie akademicki, to jednak proponowane w nim procedury mogą okazać się pomocne w innych przypadkach wyceny kosztów rozmaitych aspektów ustaw związanych z szeroko rozumianym rozdzielnictwem. Ponadto fakt, że zmieniony system nieodpłatnej pomocy prawnej jest już wdrożony, umożliwi w stosownym czasie porównanie przedstawionych wariantów szacunku popytu na te usługi z wielkością faktycznie zrealizowaną.

Celem artykułu jest identyfikacja czynników wpływających na bezpośrednie koszty funkcjonowania określonego wariantu zinstytucjonalizowanego systemu

³ <http://ms.gov.pl/pl/informacje/news,6633,projekt-ustawy-o-nieodplatnej-pomocy-prawnej-i.html>.

⁴ <http://www.prezydent.pl/dialog/fdp/sprawne-i-sluzebne-panstwo/aktualnosci/art,28,zielona-ksiega-dostep-do-nieodplatnej-pozasadowej-pomocy-prawnej-dla-potrzebujacych.html>.

⁵ <http://kancelaria.lex.pl/czytaj/-/artykul/projekt-psl-ws-bezplatnej-pomocy-prawnej-jest-juz-w-sejmie>.

⁶ Przyjęte w artykule założenia różnią się od tych, które wprowadzono ustawą o nieodpłatnej pomocy prawnej oraz edukacji prawnej z dnia 5 sierpnia 2015 r. i są raczej bliższe tym, które proponowała Kancelaria Prezydenta RP poprzedniej kadencji w dokumencie pt. „*Dostęp do nieodpłatnej pozasądowej pomocy prawnej dla potrzebujących. Zielona Księga*” z 2014 r.

nieodpłatnego poradnictwa prawnego w Polsce i próba ich kwantyfikacji przy użyciu niejednorodnych danych uzyskiwanych z rozmaitych opracowań czy badań. W tym sensie opracowanie może być uznane za egzemplifikację analizy kosztów wynikających z wdrażania aktów prawnych normalizujących rozmaite dziedziny rozdzielnictwa publicznego, powiązanej z wykorzystaniem informacji subiektywnych (ankietowych) i obiektywnych (dostępnych w różnorodnych źródłach oficjalnej ewidencji statystycznej). Zaprezentowana analiza kosztów jest kontynuacją rozważań przedstawionych w artykułach Florczaka (2015, 2016).

KOSZTOTWÓRCZE ZAŁOŻENIA ANALIZOWANEGO WARIANTU SYSTEMU PORADNICTWA PRAWNEGO

Założenia rozważanego wariantu są następujące:

- 1) system ma charakter powszechny;
- 2) dostęp do informacji prawno-obywatelskiej ma charakter otwarty, tzn. każdy obywatel bez względu na uzyskiwane dochody — czy inne kryteria dostępu podmiotowego — będzie uprawniony do uzyskania nieodpłatnej informacji prawno-obywatelskiej;
- 3) świadczenie usług informacyjnych w zakresie poradnictwa spoczywa na urzędach powiatowych, które przez wyspecjalizowaną komórkę — o roboczej nazwie Powiatowa Rada Pomocy Prawnej (PRPP) — są zobowiązane do:
 - a) wysłuchania problemów beneficjentów (petentów) zgłaszających się po pomoc prawną,
 - b) zaklasyfikowania zgłoszonego problemu jako:
 - informacji prawno-obywatelskiej,
 - porady prawnej lub obywatelskiej,
 - innego,
 - c) udzielania informacji prawno-obywatelskiej każdemu obywatelowi lub po informowaniu, że zgłoszony problem nie nosi znamion przypadku prawnego (czy obywatelskiego),
 - d) wystawienia — po uprzednim poinformowaniu beneficjenta o ewentualnych kryteriach dostępu do nieodpłatnej pomocy prawnej — stosownej noty do urzędu gminy informującej, że problem przedstawiony przez petenta nosi znamiona porady prawno-obywatelskiej i powinien być rozwiązany w trybie poradniczym, nie zaś informacyjnym (ze względu na znacznie dłuższy czas wykonania usługi),
 - e) udzielenia pomocy w trybie poradniczym, o ile pracownik PRPP dysponuje wolnym czasem, zaś beneficjent ma zaświadczenie wydane przez stosowny urząd gminy, że przysługuje mu prawo do nieodpłatnej pomocy lub w przypadku gdy beneficjent godzi się na uiszczenie rynkowej stawki opłat za taką pomoc;

- 4) urzędy gminne — na podstawie noty wydanej przez PRPP o potrzebie rozwiązania problemu zgłoszonego przez beneficjenta w trybie poradniczym oraz stosownych kryteriów dostępu podmiotowego — ustalają, czy beneficjentowi przysługuje prawo do nieodpłatnej pomocy w trybie poradniczym. W przypadku pozytywnego rozpatrzenia podania decydują, czy można wydać stosowny, imienny talon (bon) uprawniający do skorzystania z takiej usługi. Urzędy gmin informują beneficjenta o usługodawcach, u których beneficjent może zrealizować taki talon (bon);
- 5) urzędy gminne ponoszą koszty finansowania talonów (bonów).

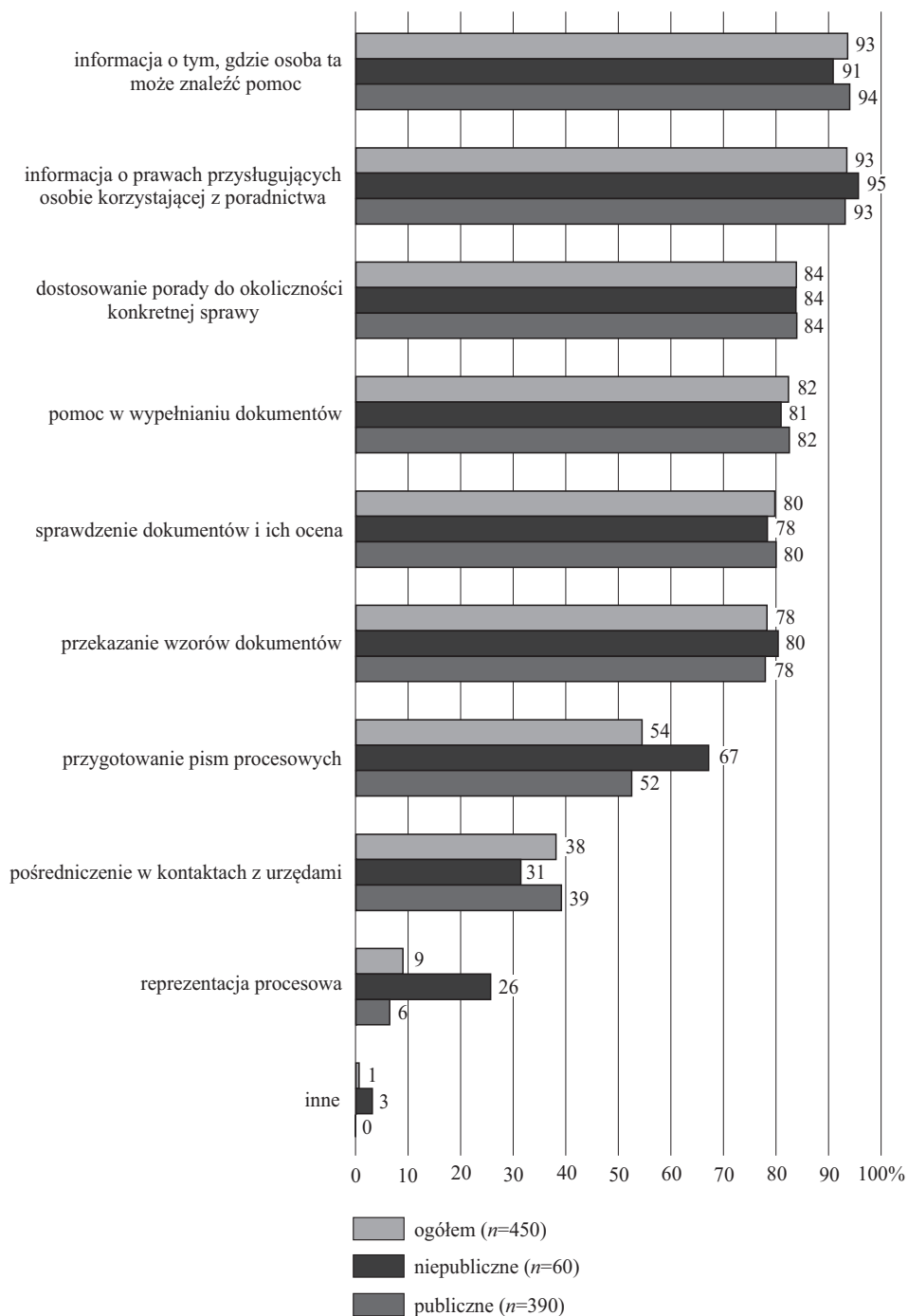
Dualizm proponowanego rozwiązania, wynikający z podziału na informacyjne usługi prawne (udzielane bezwarunkowo i nieodpłatnie wszystkim obywatelom) i poradnicze usługi prawne — z kryterium dostępu podmiotowego — implikuje konieczność przeprowadzenia szacunku ogólnej wielkości usług w podziale na informacje oraz porady prawno-obywatelskie. Adekwatne rachunki oparto na danych dostępnych w reprezentacyjnych badaniach ankietowych usługodawców i beneficjentów przeprowadzonych przez Instytut Spraw Publicznych w Warszawie (Burdziej i Dudkiewicz, 2013; Preisert, Schimanek, Waszak i Winiarska (red.), 2013).

Zakres pomocy udzielanej przez usługodawców przedstawiono graficznie według odpowiedzi uzyskanych od usługodawców (wykr. 1) oraz beneficjentów (wykr. 2). Z wykr. 1 wynika, że udział działalności informacyjnej i poradniczej w całości usług udzielanych przez podmioty publiczne i niepubliczne jest w obydwu przypadkach zbliżony — wynosi ok. 30% (instytucje publiczne — $0,308 = (94+93)/608$; instytucje niepubliczne — $0,292 = (91+95)/636$). Można uznać, że zakres pomocy według podziału rodzajowego jest taki sam dla usługodawców publicznych, jak i niepublicznych. W konsekwencji analizę zakresu pomocy według wskazań beneficjentów ograniczono do przypadku zbiorczego, bez rozgraniczania podmiotów publicznych i niepublicznych.

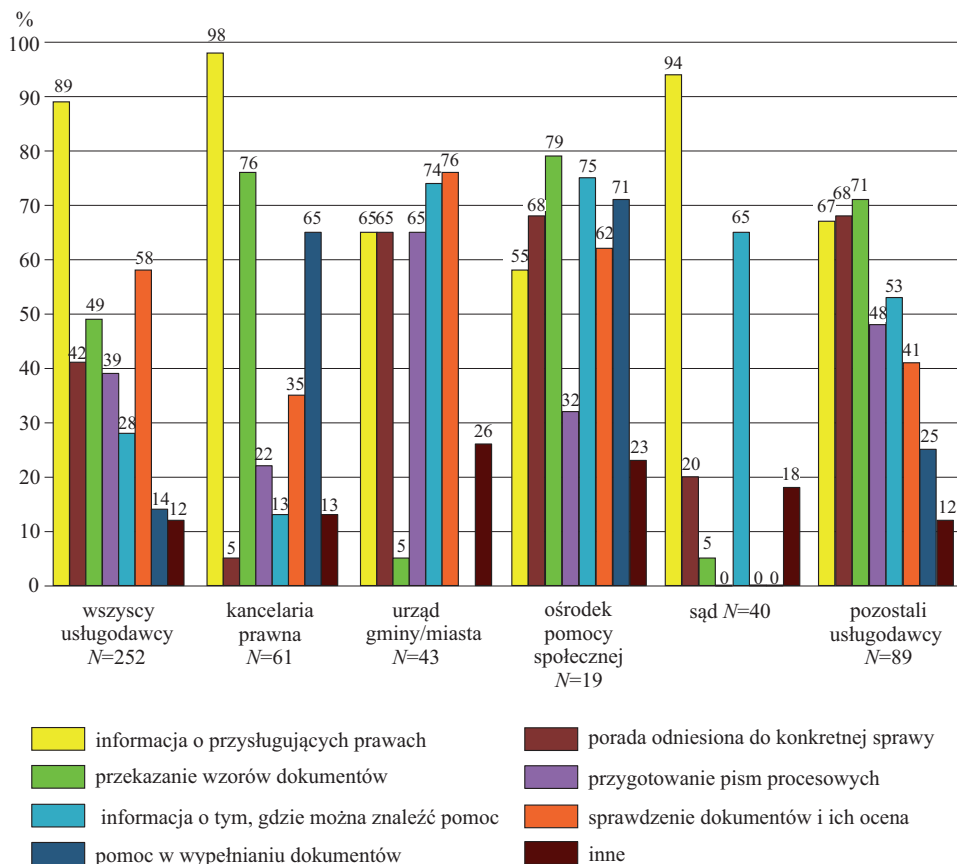
Dane zaprezentowane na wykr. 2 wskazują na nieco wyższy — w opinii beneficjentów — udział usług informacyjnych w całości zgłaszanych spraw ($0,396 = (42+89)/331$). Należy jednak zaznaczyć, że na taki rezultat mógł w pewnym stopniu wpłynąć fakt, iż zestaw możliwych odpowiedzi w ankietach adresowanych do beneficjentów był o dwie pozycje mniejszy niż w przypadku usługodawców. Obydwa warianty nie były zatem w pełni porównywalne. Jednakże na podstawie obydwu źródeł danych można stwierdzić, że udział informacji w całości usług zawiera się w przedziale 0,3—0,4%, natomiast porad — w przedziale 0,6—0,7%.

Zbliżony do tej obserwacji wniosek płynie z analizy wyników przedstawionych na wykr. 3. Wynika zeń, że 1/3 wszystkich problemów rozwiązywana jest w trakcie jednorazowej wizyty, co świadczy o relatywnie niskiej komplikacji prawnej zgłaszanego problemu. Przypadki takie można zatem *implicite* zaklasyfikować do kategorii informacji prawnej. Fakt, że frakcja rozważanych spraw to 1/3 wszystkich zgłoszonych przypadków jest bardzo spójny z szacunkami płynącymi z wcześniej przytoczonych źródeł. Ostatecznie w dalszych rozważaniach i szacunkach przyjęto, że udział informacji w całości zgłaszanych i rozwiązywanych problemów wynosi 1/3, zaś porad — 2/3.

**Wykr. 1. ZAKRES POMOCY UDZIELANEJ PRZEZ USŁUGODAWCÓW
WEDŁUG ODPOWIEDZI UZYSKANYCH OD USŁUGODAWCÓW**



**Wykr. 2. ZAKRES POMOCY UDZIELANEJ PRZEZ USŁUGODAWCÓW
WEDŁUG ODPOWIEDZI UZYSKANYCH OD BENEFICJENTÓW**

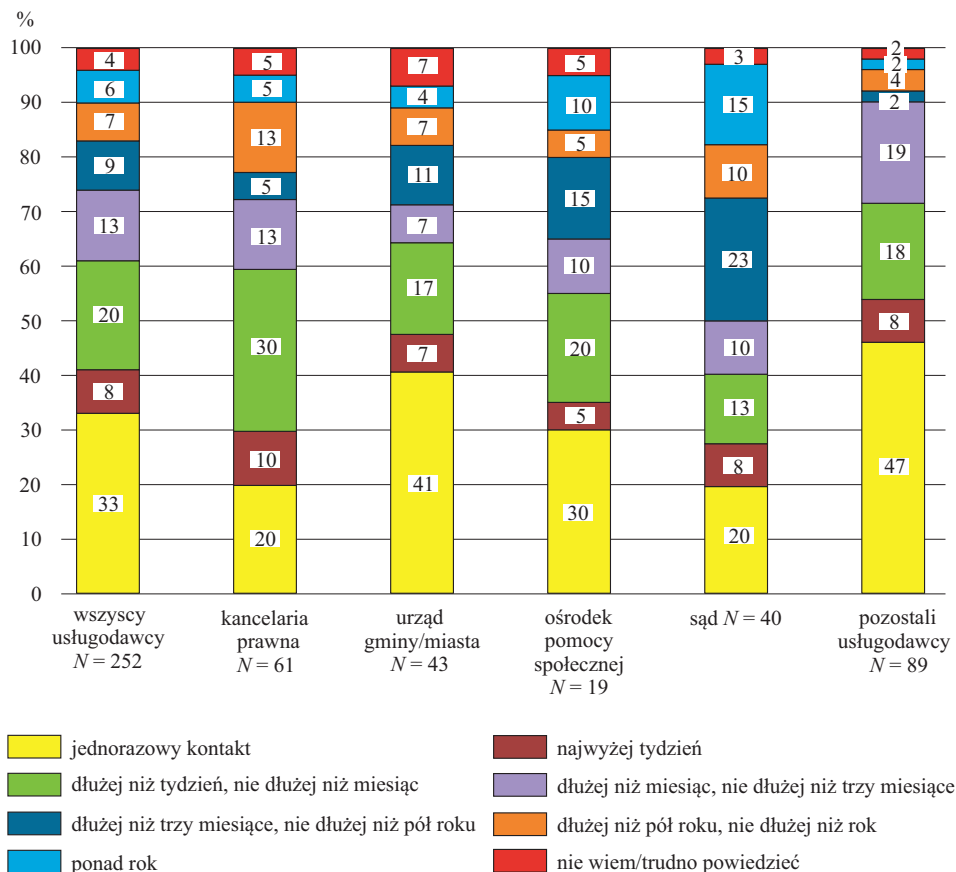


Źródło: Burdziej i Dudkiewicz (2013), wykr. 64, s. 104.

Założeniem o daleko idących konsekwencjach kosztowych jest również umiejscowienie poradnictwa pierwszego stopnia (informacyjno-administracyjnego) w urzędach powiatowych oraz obowiązek weryfikacji kryteriów podmiotowych dostępu i dalszego finansowania porad — w odróżnieniu od informacji — przez jednostki samorządu terytorialnego (gminy). *De facto* koszty finansowania systemu ponoszą w analizowanym wariancie zarówno powiaty (zapewnienie obecności PRPP), jak i gminy (weryfikacja kryteriów podmiotowych dostępu oraz finansowanie talonów (bonów) poradniczych). Jednocześnie fakt instytucjonalnego osadzenia poradnictwa w formalnych strukturach jednostek samorządu terytorialnego prowadzić może do znaczącego zmniejszenia, a nawet całkowitego zaniechania innych — w tym nieformalnych — działań w zakresie dotychczas praktykowanej działalności poradniczo-informacyjnej. Pracownicy

urzędów powiatowych i gminnych mogą bowiem poczuć się całkowicie zwolnieni z obowiązku faktycznego udzielania informacji i porad prawnych, kierując beneficjentów/petentów bezpośrednio do PRPP umiejscowionego w urzędzie powiatowym.

Wykr. 3. OKRES KORZYSTANIA Z POMOCY LUB INFORMACJI



Źródło: Burdziej i Dudkiewicz (2013), wykr. 64, s. 110.

SZACUNKI ZAGREGOWANEGO POPYTU W WARUNKACH USTALEŃ NOWEGO SYSTEMU PORADNICTWA

Wymienione uwarunkowania — dualistyczne w zakresie przysługujących usług nieograniczonego dostępu do informacji prawno-obywatelskiej oraz warunkowego dostępu do porad prawnych, jak również pomiędzy powiatem i gmi-

ną — mają wpływ na mechanizm generowania popytu na usługi zaspokajane w ramach analizowanego systemu⁷:

$$\begin{aligned} NEWPPIO = & a_{POW} \cdot POWI + a_{GM} \cdot GMI + a_{PUB} \cdot PUBI + a_{NOPUB} \cdot NOPUBI + \\ & + a_{KOM} \cdot KOMI + a_{OVERD} \cdot OVERDI + b_{POW} \cdot POWP + b_{GM} \cdot GMP + b_{PUB} \cdot PUBP + \\ & + b_{NOPUB} \cdot NOPUBP + b_{KOM} \cdot KOMP + b_{OVERD} \cdot OVERDP \end{aligned}$$

NEWPPIO — popyt (mierzony liczbą zgłoszonych problemów) zaspokajany w nowym systemie poradnictwa;

POWI — informacje udzielane na bieżąco przez powiaty;

GMI — informacje udzielane na bieżąco przez gminy;

PUBI — informacje udzielane przez pozostałych usługodawców publicznych;

NOPUBI — informacje udzielane przez usługodawców niepublicznych;

KOMI — informacje udzielane odpłatnie przez kancelarie prawne;

OVERDI — niezaspokojony popyt na informacje prawne;

POWP — porady udzielane na bieżąco przez powiaty;

GMP — porady udzielane na bieżąco przez gminy;

PUBP — porady udzielane przez pozostałych usługodawców publicznych;

NOPUBP — porady udzielane przez usługodawców niepublicznych;

KOMP — porady udzielane odpłatnie przez kancelarie prawne;

OVERDP — niezaspokojony popyt na porady prawne;

a_i — parametry przejścia z przedziału $[0,1]$ od aktualnego i -tego usługodawcy do nowego systemu w zakresie popytu na usługi informacyjne; zatem różnice pomiędzy cyfrą „1” a wartościami owych parametrów informować będą, jaka frakcja beneficjentów pozostanie przy dotychczasowych usługodawcach po wprowadzeniu reformy;

b_i — parametry przejścia z przedziału $[0,1]$ od aktualnego i -tego usługodawcy do nowego systemu w zakresie popytu na porady prawne; zatem różnice pomiędzy cyfrą „1” a wartościami owych parametrów informować będą, jaka frakcja beneficjentów pozostanie przy dotychczasowych usługodawcach po wprowadzeniu reformy.

⁷ Przedstawiony mechanizm przechodzenia beneficjentów nieformalnego systemu poradniczego do nowego systemu wynika z tych samych przesłanek, które omówiono w artykułach Florczaka (2015, 2016). Wzór stanowi natomiast modyfikację wzorów (1) i (2) z artykułu Florczaka (2015), dostosowaną do założeń omówionego wariantu. W odróżnieniu bowiem od przypadku rozważanego w wymienionym artykule, w którym nie precyzowano mechanizmów finansowania systemu zinstytucjonalizowanego poradnictwa, w tym badaniu uwzględniono owe mechanizmy. Według rozważanego wariantu koszty funkcjonowania systemu zinstytucjonalizowanego obciążają zarówno budżety powiatowe, jak i gminne, co implikuje powstanie specyficznych interakcji pomiędzy tymi instytucjami, które starano się antycypować i uwzględnić w szacunkach kosztów przedstawionych w artykule. Ponadto mechanizm finansowania systemu poradniczego w proponowanym kształcie nie powinien oddziaływać na innych usługodawców w sposób jakościowo i ilościowo odmienny od tego, który omówiono dla przypadku ogólnego (Florczak, 2015), co tłumaczy zachowanie wszystkich parametrów przejścia — poza tymi, które dotyczą powiatów i gmin — na niezmiennym poziomie.

TABL 1. SZACUNKI USŁUG INFORMACYJNYCH ORAZ PORAD PRAWNO-OBYWATELSKICH W NOWYM SYSTEMIE

Usługodawca. Kategorie popytu utajonego	Frakcja odpowiedzi do liczebności próby z uwzględ- nieniem efektu zapominania (mnożnik 1/3) ^a	Liczba usług według typów usługodawców (= frakcja·dorosła populacja)			Parametr przejścia dla		Szacowana liczba w nowym systemie (= liczebność·parametr)	
		ogółem	informacje	porady	informacji	porad	informacji	porad
Wariant 1 generujący maksymalne koszty funkcjonowania nowego systemu (rezygnacja z nieformalnego zaangażowania gmin w poradnictwo)								
R a z e m	0,1133	3551164	1183721	2367443	x	x	441326	882652
Gmina	0,0162	507309	169103	338206	1,00	1,00	169103	338206
Powiat	0,0041	129314	43105	86209	1,00	1,00	43105	86209
Pozostałe publiczne	0,0476	1492086	497362	994724	0,15	0,15	74604	149209
Niekomercyjni usługodawcy niepubliczni	0,0086	268575	89525	179050	1,00	1,00	89525	179050
Sektor poradnictwa komercyj- nego	0,0222	696307	232102	464204	0,05	0,05	11605	23210
Popyt obecnie niezaspoko- jony	0,0146	457573	152524	305049	0,35	0,35	53384	106767
Wariant 2 generujący minimalne koszty funkcjonowania nowego systemu (ciągłe zaangażowanie gmin w nieformalną działalność poradniczą)								
R a z e m	0,1133	3551164	1183721	2367443	x	x	297588	595176
Gmina	0,0162	507309	169103	338206	0,15	0,15	25365	50731
Powiat	0,0041	129314	43105	86209	1,00	1,00	43105	86209
Pozostałe publiczne	0,0476	1492086	497362	994724	0,15	0,15	74604	149209
Niekomercyjni usługodawcy niepubliczni	0,0086	268575	89525	179050	1,00	1,00	89525	179050
Sektor poradnictwa komercyj- nego	0,0222	696307	232102	464204	0,05	0,05	11605	23210
Popyt obecnie niezaspoko- jony	0,0146	457573	152524	305049	0,35	0,35	53384	106767

^a Wartości zaokrąglono do czterech miejsc po przecinku.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych zawartych w pracy Florczaka (2015).

Specyfika przyjętych założeń powoduje, że szacunki popytu na usługi udzielane w ramach wyspecyfikowanego systemu różnią się od tych, które wyznaczono w artykule Florczaka (2015) i w którym nie wzięto pod uwagę rozwiązań szczegółowych. W odniesieniu do następujących parametrów: a_{PUB} , a_{NOPUB} , a_{KOM} , a_{OVERD} , b_{PUB} , b_{NOPUB} , b_{KOM} , b_{OVERD} zachowano ich wartości na poziomie przyjętym we wzorze (2) artykułu Florczaka (2015)⁸, natomiast w przypadku powiatów i gmin parametry przejścia przyjęto dla dwóch skrajnych wariantów:

- 1) max: $a_{POW}=1$, $b_{POW}=1$, $a_{GM}=1$, $b_{GM}=1$;
- 2) min: $a_{POW}=1$, $b_{POW}=1$, $a_{GM}=0,15$, $b_{GM}=0,15$.

Pierwszy wariant zakłada hipotezę „leniwego lub racjonalnego urzędnika”, który wiedząc, że w nowym systemie za instytucjonalną działalność informacyjno-poradniczą odpowiada PRPP, kieruje tam wszystkich petentów z problemami natury prawnej. Realizacja tego wariantu byłaby bardzo prawdopodobna, gdyby finansowanie talonów (bonów) pomocy prawnej — do których dostęp byłby weryfikowany na szczeblu gminy — odbywało się z budżetu centralnego, a tym samym nie obciążało budżetu gminy. W omawianym przypadku urzędnicy gminni nie byłoby bowiem skłonni do udzielania nawet nieformalnych informacji (porad), gdyż bez żadnych konsekwencji dla budżetu gminy mogliby odsyłać wszystkich zainteresowanych do specjalistycznej komórki poradniczej zlokalizowanej w najbliższym urzędzie powiatowym. Tym samym nastąpiłoby odciążenie obowiązków pracowniczych urzędników gminnych, z której to możliwości znaczna ich część — jak należy przypuszczać — skorzystałaby. Warto przy tym zaznaczyć, że taki scenariusz w sposób intencjonalny (wariant kosztów maksymalnych) zakłada, iż wszyscy urzędnicy gminni skwapliwie korzystają z tej opcji.

Wariant drugi różni się od pierwszego tym, że zakłada finansowanie talonów (bonów) pomocy prawnej z budżetu gminy. Tym samym władze gminne mają motywację do utrzymywania aktywności poradniczej na dotychczasowym poziomie, niezależnie od zmian wprowadzonych w nowym systemie. W przypadku przerzucania spraw do urzędów powiatowych, będą one powracać do gmin formalną ścieżką administracyjną — obowiązek finansowania talonów poradniczych spoczywa bowiem na budżecie gminnym. W wariantcie drugim zakłada się więc, że przepływ spraw z urzędów gminnych do nowego systemu będzie realizowany z intensywnością typową dla pozostałych usługodawców publicznych⁹. Oznacza to, że z jednej strony gminy będą prowadzić aktywność poradniczą z zaangażowaniem notowanym przed wdrożeniem reformy, niezależnie od funkcjonowania poradni w powiatach, z drugiej zaś, że część dotychczasowych (sprzed reformy) beneficjentów, dysponując swobodą wyboru, zdecyduje się na

⁸ Parametry przejścia ustalono na podstawie informacji zawartych w wynikach badań ankietowych zarówno beneficjentów, jak i usługodawców (wykorzystano m.in. wyniki ankietowe dotyczące: zadowolenia z otrzymanej pomocy, przyczyn skorzystania z pomocy u danego typu usługodawcy, przyczyn zaniechania korzystania z pomocy, możliwości finansowania poradnictwa poza instytucjonalnego po wdrożeniu reformy instytucjonalnej itp.). W artykule Florczaka (2015) kwestie estymacji parametrów przejścia stanowią centralny przedmiot rozważań.

⁹ A zatem zgodnie z parametrami przyjętymi we wzorze (2) artykułu Florczaka (2015).

szukanie pomocy prawnej u usługodawców nowego systemu. Owa część (15%, jak pokazuje parametr przejścia) została oszacowana na podstawie przesłanek i danych opisanych w artykule Florczaka (2015) (patrz również przypisy 7 i 8).

Warto zauważyć, że w każdym z rozważanych wariantów parametr przejścia spraw z powiatów do PRPP wynosi 1. *Implicite* oznacza to, że władzom powiatów — a tym bardziej indywidualnym urzędnikom — nie będzie zależeć na prowadzeniu nieformalnej aktywności informacyjno-poradniczej, chociaż wyspecjalizowana komórka będzie funkcjonować w urzędzie powiatowym. W konsekwencji wszystkie porady prawne, które do tej pory — w niezinstytucjonalizowanym systemie — beneficjenci uzyskiwali w urzędach powiatowych w sposób formalny bądź nieformalny zostaną przekierowane do rezydujących w powiatach radców pomocy prawnej (stąd parametr przejścia wynoszący 1).

Na podstawie danych zawartych w tabl. 1 w artykule Florczaka (2016, s. 75) oraz przyjętych ustaleń, dotyczących udziału usług informacyjnych i poradniczych, jak również parametrów przejścia od dotychczasowych usługodawców do nowego systemu, można określić liczbę usług zaspokajanych przez nowy system w podziale na informacje i porady prawno-obywatelskie. Odpowiednie szacunki przedstawiono w tabl. 1 (liczba informacji w przedziale ok. 300—450 tys., natomiast porad odpowiednio w przedziale 600—900 tys.).

SZACUNKI KOSZTÓW FUNKCJONOWANIA NOWEGO SYSTEMU Z UWZGLĘDNIENIEM POPYTU REGIONALNEGO

Przed przystąpieniem do dalszych szacunków należy wspomnieć o bardzo ważnej implikacji kosztowej dwustopniowego systemu poradnictwa przyjętego w rozważanym wariantcie. Działalność poradnicza stanowi ustawowe zadanie urzędów powiatowych, obliguje je do zapewnienia ciągłości świadczenia tych usług. Oznacza to zatrudnienie co najmniej dwóch osób w PRPP, gdyż tylko w ten sposób można zagwarantować ciągłość świadczeń. Osoby te będą się zajmować głównie wstępnym rozpatrywaniem spraw i nadawaniem im dalszego biegu oraz udzielaniem informacji. Gdyby jednak popyt na omawiane usługi okazał się niższy od ustawowego czasu pracy tych osób, byłyby one zobowiązane również do udzielania *par excellence* porad prawnych i obywatelskich.

Implikuje to konieczność oszacowania popytu w powiatach oraz porównania go z podażą pracy w PRPP. Takie porównanie jest możliwe jedynie w przypadku wyrażenia popytu na usługi poradnicze w jednostkach czasu pracy. W tym celu konieczne jest ustalenie parametrów jednostkowych czasochłonności spraw rozpatrywanych przez PRPP:

- 1) wstępne rozpatrzenie sprawy i zaklasyfikowanie jej jako informacji lub porady prawnej oraz następna czynność — udzielenie informacji lub nada-

nie sprawie dalszego toku postępowania, czyli poinformowanie o warunkowej dostępności talonów poradniczych w urzędzie gminy. Do analizy przyjęto średnią jednostkową czasochłonność wynoszącą 1/2 godziny pracy PRPP;

- 2) udzielenie informacji prawnej — dodatkowe 1/2 godziny pracy PRPP, czyli łącznie średnią jednostkową czasochłonność udzielenia rzetelnej informacji prawnej ustalono na 1 godzinę pracy PRPP;
- 3) udzielenie porady prawnej — osoby zatrudnione w PRPP powinny zajmować się również tą najbardziej czasochłonną formą aktywności usługowej. Do dalszych analiz wzięto pod uwagę średnią jednostkową czasochłonność udzielenia rzetelnej porady prawnej wymagającej pogłębienia znajomości prawnej problemu (kwerendę adekwatnych zapisów prawnych), pomocy w przygotowaniu (lub przygotowanie) pisma urzędowo-prawnego czy zindywidualizowanej i sprofilowanej porady prawnej itp. — ustalono na 4 godziny pracy PRPP.

Ponadto oszacowano wielkość podaży pracy osoby zatrudnionej w PRPP, która wynosi 1760 godzin rocznie na zatrudnionego (zatem 3520 w przeliczeniu na dwóch zatrudnionych):

$$1760=8\cdot 20\cdot 11$$

tj. ośmiogodzinny dzień pracy · 20 dni roboczych w miesiącu · 11 miesięcy pracy w roku.

Założenia te uzupełniono algorytmem dystrybucji popytu ogólnokrajowego na usługi informacyjno-poradnicze w powiatach, aspekty regionalizacji zostały bowiem pominięte w badaniach ankietowych dotyczących popytu na usługi poradnicze, przeprowadzonych przez Instytut Spraw Publicznych. Wobec braku wiarygodnych danych w tym zakresie, dostępnym schematem algorytmizacji jest rozrzucenie zagregowanego popytu pomiędzy powiaty, proporcjonalnie do liczby ludności je zamieszkującej.

Z analizy danych zastanych i przyjętych parametrów operacjonalizacji wynika, że popyt *per capita* na usługi pierwszego stopnia — który musi być obligatoryjnie zaspokojony, gdyż dotyczy informacji prawno-obywatelskiej oraz wstępnego rozpoznania problemu — wynosi w zależności od wariantu:

- a) wariant 1: $0,022906204 = (441326 \cdot 1 + 882652 \cdot 0,5) / 38533299$.

Popyt *per capita* na usługi pierwszej instancji (informacje + wstępne rozpoznanie sprawy) = (zagregowana liczba informacji · jednostkowa czasochłonność + liczba spraw wstępnie rozpoznanych i kwalifikujących się do porady · jednostkowa czasochłonność) / liczba mieszkańców Polski w 2013 r.;

- b) wariant 2: $0,015445768 = (297588 \cdot 1 + 595176 \cdot 0,5) / 38533299$.

Dysponując informacjami o popycie na usługi informacyjno-poradnicze pierwszego stopnia oraz obligatoryjną podażą tych usług w powiatach można wy-

znaczyć stopień dopasowania obydwu kategorii. W powiecie rozróżnić można przy tym dwa przypadki:

- a) pierwszy, w którym obligatoryjna podaż (dwóch pracowników PRPP na powiat) jest dostatecznie wysoka, aby w pełni zaspokoić popyt pierwszego stopnia, zaś nadwyżkę podaży skierować na udzielanie porad;
- b) drugi — dotyczący miast na prawach powiatu, o bardzo dużej liczbie mieszkańców — w którym dwuosobowy personel PRPP będzie zbyt mały, aby zaspokoić popyt pierwszego stopnia.

W pierwszym z omawianych przypadków PRPP, obok działalności informacyjnej i rozpoznawczej, będzie się zajmować również aktywnością poradniczą, w drugim zaś potrzebą zatrudnienia dodatkowych pracowników w celu wywiązania się z ustawowego obowiązku pomocy informacyjno-rozpoznawczej.

Wartość progową liczby mieszkańców powiatów, w których realizowany będzie przypadek pierwszy wyznacza liczba:

- a) dla pierwszego wariantu: $153670 = 3520/0,022906204$;
- b) dla drugiego wariantu: $227894 = 3520/0,015445768$.

W powiatach o liczbie mieszkańców poniżej wymienionych wartości progowych dwuosobowy personel PRPP wystarczy do realizacji popytu na usługi pierwszego stopnia, natomiast nadwyżka podaży zostanie skierowana na udzielanie porad prawnych. W powiatach, w których liczba mieszkańców jest wyższa od tych wielkości pojawi się konieczność zatrudnienia dodatkowych osób potrzebnych do realizacji obligatoryjnego świadczenia usług pierwszego stopnia.

Odpowiednie szacunki powinny być przeprowadzone dla wszystkich powiatów, co pozwoli na wyliczenie ogólnokrajowych kosztów funkcjonowania nowego systemu. W celu egzemplifikacji omawianej procedury w tabl. 2 i 3 przedstawiono wyliczenia dla województwa małopolskiego, odpowiednio dla wariantu pierwszego (wariant kosztów maksymalnych) i drugiego (wariant kosztów minimalnych).

W wariantcie kosztów maksymalnych (tabl. 2) pojawiła się potrzeba dodatkowego zapewnienia ponad jedenastu etatów w PRPP, natomiast liczba udzielonych porad w PRPP w powiecie województwa małopolskiego wyniosła ponad 5000. W wariantcie kosztów minimalnych (tabl. 3) odpowiednie wielkości wynoszą 5 etatów oraz ponad 8500 porad.

Zastosowanie przedstawionej procedury dla wszystkich powiatów oraz agregacja uzyskanych rezultatów dla kraju prowadzi do następujących wniosków:

- a) w wariantcie kosztów maksymalnych:
 - konieczność zatrudnienia — ponad obligatoryjne minimum dwóch osób przypadających na powiat — dodatkowych 80 osób (łącznie w całym kraju — 840 pracowników PRPP),
 - pracownicy PRPP są w stanie udzielić — oprócz prowadzenia podstawowej działalności informacyjno-administracyjnej — 148943 porad;

b) w wariancie kosztów minimalnych:

- konieczność zatrudnienia — ponad obligatoryjne minimum dwóch osób przypadających na powiat — dodatkowych 37 osób (łącznie w całym kraju — 797 pracowników PRPP),
- pracownicy PRPP są w stanie udzielić — oprócz prowadzenia podstawowej działalności informacyjno-administracyjnej — 201937 porad.

TABL. 2. SZACUNEK LICZBY PORAD PRAWNYCH UDZIELANYCH PRZEZ PRPP ORAZ DODATKOWYCH ETATÓW W PRPP DLA WOJEWÓDZTWA MAŁOPOLSKIEGO — WARIANT KOSZTÓW MAKSYMALNYCH

Wyszczególnienie	Liczba mieszkańców w 2011 r.	Wskaźnik obciążenia aktywnością informacyjno-administracyjną = = liczba mieszkańców/153670	Wskaźnik rezerwy podaży = 1 + – wskaźnik obciążenia aktywnością informacyjno-administracyjną	Konieczność dodatkowego zatrudnienia (liczba etatów) = = (wskaźnik obciążenia – 1) · 2	Liczba porad udzielonych przez personel podstawowy PRPP (dwie osoby)
Powiaty					
R a z e m	3354077	x	x	11,18475955	5073,9813890
Bocheński	104404	0,679403917	0,320596083	—	282,1245526
Brzeski	92645	0,602882801	0,397117199	—	349,4631353
Chrzanowski	127644	0,830637079	0,169362921	—	149,0393701
Dąbrowski	59492	0,387141277	0,612858723	—	539,3156764
Gorlicki	109265	0,711036637	0,288963363	—	254,2877595
Krakowski	264510	1,721285872	—	1,442571745	—
Limanowski	128045	0,833246567	0,166753433	—	146,7430208
Miechowski	50109	0,326081864	0,673918136	—	593,0479599
Myslenicki	123327	0,802544413	0,197455587	—	173,7609162
Nowosądecki	209988	1,366486627	—	0,732973254	—
Nowotarski	189268	1,231652242	—	0,463304484	—
Olkuski	114458	0,744829830	0,255170170	—	224,5497495
Oświęcimski	155040	1,008915208	—	0,017830416	—
Proszowicki	43945	0,285969936	0,714030064	—	628,3464567
Suski	83961	0,546372096	0,453627904	—	399,1925555
Tarnowski	199062	1,295386217	—	0,590772434	—
Tatrzański	67831	0,441406911	0,558593089	—	491,5619184
Wadowicki	158740	1,032992777	—	0,065985553	—
Wielicki	116799	0,760063773	0,239936227	—	211,1438797
Miasta na prawach powiatu					
Kraków	758463	4,935660832	—	7,871321663	—
Nowy Sącz	84129	0,547465348	0,452534652	—	398,2304939
Tarnów	112952	0,735029609	0,264970391	—	233,1739442

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS w odniesieniu do liczby mieszkańców.

**TABL. 3. SZACUNEK LICZBY PORAD PRAWNYCH UDZIELANYCH PRZEZ PRPP
ORAZ DODATKOWYCH ETATÓW W PRPP DLA WOJEWÓDZTWA MAŁOPOLSKIEGO —
WARIANT KOSZTÓW MINIMALNYCH**

Wyszczególnienie	Liczba mieszkańców w 2011 r.	Wskaźnik obciążenia aktywnością informacyjno- -administracyjną = = liczba mieszkań- ców/153670	Wskaźnik rezerwy podaży = 1 + – wskaźnik obciążenia aktywnością informacyjno- -administracyjną	Konieczność dodatkowego zatrudnienia (liczba etatów) = = (wskaźnik obciążenia – 1) · 2	Liczba porad udzielonych przez personel podstawowy PRPP (dwie osoby)
Powiaty					
R a z e m	3354077	x	x	4,977621175	8598,5716170
Bocheński	104404	0,458125269	0,541874731	—	476,8497635
Brzeski	92645	0,406526719	0,593473281	—	522,2564877
Chrzanowski	127644	0,560102504	0,439897496	—	387,1097967
Dąbrowski	59492	0,261051190	0,738948810	—	650,2749524
Gorlicki	109265	0,479455361	0,520544639	—	458,0792825
Krakowski	264510	1,160671189	—	0,321342378	—
Limanowski	128045	0,561862094	0,438137906	—	385,5613575
Miechowski	50109	0,219878540	0,780121460	—	686,5068848
Myślenicki	123327	0,541159486	0,458840514	—	403,7796519
Nowosądecki	209988	0,921428383	0,078571617	—	69,1430226
Nowotarski	189268	0,830508921	0,169491079	—	149,1521497
Olkuski	114458	0,502242271	0,497757729	—	438,0268019
Oświęcimski	155040	0,680316287	0,319683713	—	281,3216671
Proszowicki	43945	0,192830878	0,807169122	—	710,3088278
Suski	83961	0,368421284	0,631578716	—	555,7892705
Tarnowski	199062	0,873485041	0,126514959	—	111,3331637
Tatrzański	67831	0,297642764	0,702357236	—	618,0743679
Wadowicki	158740	0,696551906	0,303448094	—	267,0343230
Wielicki	116799	0,512514590	0,487485410	—	428,9871607
Miasta na prawach powiatu					
Kraków	758463	3,328139398	—	4,656278796	—
Nowy Sącz	84129	0,369158468	0,630841532	—	555,1405478
Tarnów	112952	0,495633935	0,504366065	—	443,8421371

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Znaczącą część generowanego popytu w zakresie porad prawno-obywatelskich może zatem zaspokoić personel PRPP, a pozostałą można zrealizować w systemie talonowym.

Parametry, które umożliwiają przejście z szacunków ilościowych do pieniężnych dotyczą następujących kwestii:

- wartości talonu poradniczego — przyjęto kwotę 225 zł za jedną wyczerpującą i zindywidualizowaną poradę;
- wysokości miesięcznych płac personelu PRPP — przyjęto kwotę 5000 zł brutto, którą to wielkość powiększono o 10% (narzut z tytułu kosztów pośrednich).

Ostatecznie — w wyniku analizy danych zastanych oraz przyjęcia wiarygodnych założeń w odniesieniu do parametrów operacjonalizacji — ogólnokrajowe koszty funkcjonowania zinstytucjonalizowanego systemu pomocy prawno-

-obywatelskiej można wyznaczyć w formule przyjętej w tym opracowaniu. Przedstawiono je w tabl. 4.

TABL. 4. SZACUNKI KOSZTÓW FUNKCJONOWANIA PRZYJĘTEGO WARIANTU SYSTEMU ZINSTYTUCJONALIZOWANEGO

Wyszczególnienie	Wariant kosztu	
	maksymalnego	minimalnego
Liczba zatrudnionych w PRPP	840	797
Średnia miesięczna płaca + narzut na koszty pośrednie w zł	5500	5500
Liczba miesięcy w roku	13	13
Ogólny koszt personelu PRPP w mln zł	60,06	56,99
Popyt na porady	882652	595176
Porady udzielone przez pracowników PRPP	148943	201937
Popyt zaspokojony w systemie talonowym	733709	393239
Jednostkowa wartość talonu poradniczego w zł	225	225
Ogólnokrajowy koszt finansowania talonów poradniczych w mln zł	165,08	88,48
Ogólny koszt funkcjonowania systemu w mln zł	225,14	145,47

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Zagregowane, ogólnokrajowe, roczne koszty funkcjonowania nowego systemu pomocy prawno-obywatelskiej, przy zaniechaniu pobierania opłat manipulacyjnych, wahałyby się w przedziale 145—225 mln zł. Rachunek ten zakłada, że obowiązki związane z weryfikacją podmiotową beneficjentów w gminach, jak i rozdzielnictwo talonów oraz inne kwestie administracyjno-organizacyjne obciążające gminy byłyby wykonywane bez dodatkowych gratyfikacji dla pracowników gminy. W przeciwnym razie do podanej kwoty należy doliczyć wielkość obliczoną według następującej formuły:

$$\text{koszty administracyjno-organizacyjne gmin} = \text{miesięczna stawka jednostkowa} \cdot 12 \cdot 2479$$

Na przykład w przypadku 300 zł dodatku do uposażenia osoby odpowiedzialnej za wymienione czynności w gminie oznacza to roczny koszt rządu 9 mln zł, który należałoby dodać do przytoczonych szacunków.

Koszty omawianego wariantu poradnictwa byłyby przy tym odpowiednio wyższe za sprawą jednorazowych wydatków inwestycyjnych związanych z wyposażeniem poradni powiatowych w niezbędne materiały biurowe oraz sprzęt informatyczny. Wydaje się przy tym ważne, aby — w celu zapewnienia odpowiedniego standardu świadczonych usług — poradnictwo odbywało się w oddzielnych i specjalnie ku temu przeznaczonych pomieszczeniach. Przy założeniu spełnienia tego warunku, jednorazowy koszt wdrożenia obejmie zakup wyposażenia, przy czym kwota 20 tys. zł na poradnię wydaje się dostatecznie wysoka¹⁰

¹⁰ Przypomnijmy, że pozapłacowe koszty funkcjonowania poradni zostały uwzględnione we wcześniejszych rachunkach poprzez przyjęcie 10% narzutu na wielkość płac brutto.

(dobrej klasy komputer stacjonarny dla każdego pracownika PRPP + odpowiednie oprogramowanie + drukarka wielofunkcyjna + sprzęt biurowy +umeblowanie + inne), co daje jednorazową kwotę rzędu 8 mln zł.

Odrębną kwestią jest szacunek wysokości kosztów funkcjonowania centralnego organu nadzoru, monitoringu i kontrolingu wdrożonego systemu, roboczo określonego nazwą Rada Pomocy Prawnej. Warto zaznaczyć, że owe dodatkowe koszty — nazwijmy je centralnymi — są jedynie w części uzależnione od wysokości kosztów związanych bezpośrednio z funkcjonowaniem poradni, zasadniczo bowiem mają charakter kosztu stałego. Dlatego też ich ponoszenie jest tym bardziej ekonomicznie efektywne, im wyższe są koszty zmienne, czyli *implicite* — im mniejsze są ograniczenia podmiotowo-przedmiotowe dostępu do nieodpłatnego systemu pomocy prawno-obywatelskiej. Najniższa relacja kosztów stałych do kosztów zmiennych będzie miała miejsce w przypadku rezygnacji z jakichkolwiek ograniczeń¹¹.

Już na etapie projektowania systemu należałoby założyć jego wysoką jakość. Ewentualne oszczędności mogą dotyczyć np. częstotliwości i intensywności monitoringu lub kontrolingu, a nie działań w zakresie standardów i efektywnych procedur ich stosowania czy ograniczenia skali ich wdrażania. Dobrym punktem odniesienia dla kalkulacji kosztów funkcjonowania silnej i niezależnej Rady Pomocy Prawnej mogą być koszty funkcjonowania specjalistycznych instytucji prawno-administracyjnych, wymienione w drugiej grupie usługodawców publicznych w artykule Florczaka (2016, s. 78 i 79), rzędu 6 mln zł rocznie.

Makroekonomiczne szacunki kosztów wdrożenia opisywanego wariantu systemu poradnictwa w ogólnej formule przedstawiono w tabl. 5.

TABL. 5. MAKROEKONOMICZNE KOSZTY FUNKCJONOWANIA HIPOTETYCZNEGO DUALNEGO SYSTEMU PORADNICTWA PRAWNEGO W MLN ZŁ (ceny bieżące)

Rodzaje kosztów	Szacunki wielkości	
	minimalnej	maksymalnej
Funkcjonowanie powiatowych poradni pomocy prawnej + finansowanie bonów poradniczych	145	225
Koszty administracyjno-organizacyjne gmin	—	9
Centralna Rada Pomocy Prawnej	6	6
Jednorazowe koszty wdrożenia	8	8
Razem roczne koszty funkcjonowania	151	240
Razem koszty w pierwszym roku funkcjonowania nowego systemu	159	248

Źródło: jak przy tabl. 4.

Na podstawie przedstawionej w artykule analizy można stwierdzić, że faktyczne koszty wdrożenia wariantu hipotetycznego zawarłyby się w przedziale 160—250 mln zł.

¹¹ Przedstawione szacunki przeprowadzono dla przypadku pełnej dostępności usług, bez żadnych ograniczeń podmiotowo-przedmiotowych. W przypadku wprowadzenia tego typu ograniczeń, procedura opisana w artykule Florczaka (2016), wykorzystująca wyniki badań Winczorka (2014), umożliwiałaby szybki szacunek adekwatnych kosztów.

Uwagi końcowe

Z przeprowadzonej analizy wynika, że znaczącą część generowanego popytu w zakresie porad prawnobywatelskich mogliby zaspokoić pracownicy PRPP, natomiast pozostałą część może zaspokoić system talonów. Kluczowe pytanie natury finansowej dotyczy kwestii, kto poniósłby koszt udzielania porad przez PRPP.

Według założeń analizowanego wariantu usługi *par excellence* poradnicze mają charakter pomocy drugiego stopnia i miałyby być finansowane w systemie bonowym przez urzędy gminne. Jednakże w takim zapisie oznaczałoby to finansowanie pomocy pierwszego stopnia — przypisanej do urzędów powiatowych — przez urzędy gminne. Ponadto, jeśli uzyskawszy talon poradniczy beneficjent dysponowałby swobodą decyzji w wyborze usługodawcy i nie zdecydował się na wybór PRPP, mogłoby to skutkować niewykorzystaniem mocy wytwórczej tych komórek organizacyjnych w powiatach.

Przedstawiona metodyka szacunku kosztów reformy jest dostatecznie elastyczna, aby *explicite* uwzględnić bardziej szczegółowe ustalenia prawne dotyczące mechanizmów wdrożenia i funkcjonowania systemu pomocy prawnobywatelskiej. Może być zatem użyteczna do analiz alternatywnych wariantów reformy oraz innych zapisów prawnych implikujących następstwa pekuniarne dla finansów publicznych.

Warto nadmienić, że opisana metodyka badań, przedstawiona w tym i poprzedzających artykułach (Florczak, 2015, 2016), ma charakter uniwersalny i może być implementowana do pomiaru kosztów systemu pomocy prawnej i obywatelskiej nie tylko w Polsce.

dr hab. Waldemar Florczak — profesor *UJ*

LITERATURA

- Burdziej, S., Dudkiewicz, M. (2013). *Korzystający i niekorzystający z poradnictwa prawnego i obywatelskiego*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych, <http://isp.org.pl/uploads/filemanager/pliki/poradnictwo/RaportISPBeneficjencifinal16.04.13.pdf>.
- Florczak, W. (2015). Ile może kosztować reforma systemu pomocy prawnobywatelskiej w Polsce. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, t. XCV, s. 189—206.
- Florczak, W. (2016). Szacunki kosztów nieformalnego systemu pomocy prawnobywatelskiej. *Wiadomości Statystyczne*, nr 3, s. 68—85.
- Preisert, A., Schimanek, T., Waszak, M., Winiarska, A. (red.) (2013). *Poradnictwo Prawne i Obywatelskie w Polsce. Stan obecny i wizje przyszłości*, Instytut Spraw Publicznych, ISP, Warszawa, <http://www.isp.org.pl/uploads/pdf/443334703.pdf>.
- Winczorek, J. (2014). Dostęp do poradnictwa — stan obecny i możliwości zmiany. W: G. Wiadek (red.), *Poradnictwo prawne i obywatelskie — system, koszty i innowacje*, Warszawa: Instytut Prawa i Społeczeństwa, INPRIS, s. 21—52, http://www.inpris.pl/fileadmin/user_upload/documents/Analiza_INPRIS__1_.pdf.

Summary. *This article aims to identify the factors affecting the operating costs of an institutionalized system of free legal guidance system (Act of 5 August 2015 on free legal assistance and legal education) and to attempt to quantify of them on the basis of heterogeneous data obtained from different studies or research. Presented analytical procedure is an exemplification of the costs resulting from the implementation of legislation for the normalization of the scope of the public distribution using subjective (survey) and objective data (official statistics). The presented methodology of cost analysis allows to obtain more detailed legal arrangements relating to the implementation and functioning of the reformed system of legal and civil guidance. The article contains suggestions proposing solutions differing from those implemented by the act of 5 August 2015, in terms of financing the reformed system's operation. This method may therefore be useful for the analysis of alternative reform options, resulting from its consequences for public finances.*

Keywords: legal and civil information and guidance, free legal assistance, costs of the legal assistance system.

Aleksandra HAŁKA

Zdezagregowany wskaźnik inflacji w polityce pieniężnej banku centralnego¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie wyników badań zdezagregowanego wskaźnika cen w ocenie procesów inflacyjnych na przykładzie Polski. Prezentowane analizy wskazują, że podejście zdezagregowane pozwala na pełniejsze zrozumienie charakteru procesów cenotwórczych oraz na lepszą identyfikację czynników wpływających na kształtowanie się inflacji. Wyniki wskazują na trzy wnioski. Po pierwsze, znaczna część inflacji w Polsce jest uzależniona od czynników krajowych. Po drugie, nie należy utożsamiać wskaźnika inflacji bazowej z miarą presji popytowej w gospodarce. Po trzecie, zestaw czynników zewnętrznych kształtujących procesy cenotwórcze w Polsce jest stosunkowo szeroki i odmienny dla różnych komponentów wskaźnika cen.*

Słowa kluczowe: inflacja, zdezagregowane wskaźniki inflacji, polityka pieniężna, globalizacja, luka popytowa.

JEL: E31, E52, F62

WSTĘP

Podstawowym celem NBP co jest realizowane poprzez prowadzenie polityki pieniężnej w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (BCI)² jest utrzymanie stabilności cen. W strategii tej bank centralny zobowiązuje się do utrzymywania względnie stabilnych cen przy wykorzystaniu wszelkich dostępnych instrumentów polityki pieniężnej³. Jednakże ze względu na możliwość

¹ Niniejszy tekst odzwierciedla poglądy własne autorki, a nie instytucji, w której pracuje. Autorka pragnie podziękować Recenzentom oraz prof. Ryszardowi Kokoszczyńskiemu za cenne wskazówki przekazane podczas pisania artykułu.

² W Polsce strategię bezpośredniego celu inflacyjnego NBP oficjalnie stosuje od 1999 r.

³ Zaliczają się do nich m.in.: stopa procentowa, operacje otwartego rynku, rezerwa obowiązkowa, operacje depozytowo-kredytowe, swapy walutowe, interwencje walutowe.

występowania nieprzewidzianych szoków (np. gwałtownych wzrostów cen surowców wpływających na szybki wzrost inflacji), koncepcja BCI zakłada realizację celu inflacyjnego w średnim okresie. Takie zobowiązanie banku centralnego pozwala na elastyczne dostosowywanie paramentów polityki pieniężnej do występujących zaburzeń w gospodarce i jednocześnie sprzyja zakotwiczeniu oczekiwań inflacyjnych podmiotów. Dodatkową korzyścią jest ograniczenie zmienności produkcji, co pozwala zmniejszyć koszty prowadzenia polityki pieniężnej dla gospodarki.

Biorąc pod uwagę rolę, jaką w strategii celu inflacyjnego odgrywa wskaźnik inflacji, ważne jest, aby bank centralny dysponował wiedzą na temat przyczyn obserwowanego przebiegu procesów inflacyjnych i charakteru szoków wpływających na inflację. W przypadku odchylania się inflacji od przyjętego celu istotne znaczenie ma również możliwość oceny, w jakim stopniu bank centralny za pomocą swoich instrumentów jest w stanie sprowadzić inflację do celu w horyzoncie oddziaływania polityki pieniężnej. Inna może być bowiem reakcja banku centralnego w sytuacji, gdy wzrost inflacji wynika z nadmiernej presji popytowej w gospodarce krajowej, a inna, gdy wzrost ten ma charakter egzogeniczny i spowodowany jest wzrostem inflacji na świecie, np. w wyniku wzrostu cen surowców, na który bank centralny w małej, otwartej gospodarce ma ograniczony wpływ. Z tego względu ważne jest zidentyfikowanie, która część komponentów wskaźnika inflacji reaguje na wahania krajowej aktywności gospodarczej⁴, a która na czynniki zewnętrzne.

Badania procesów cenotwórczych i determinant inflacji koncentrują się przede wszystkim na analizie wskaźników zagregowanych — *CPI* oraz różnych miar inflacji bazowej. Stosunkowo rzadko można spotkać prace poddające analizie dane zdekomponowane, które mogą dostarczyć pełniejszej wiedzy o procesach inflacyjnych, a w niektórych przypadkach nawet prowadzić do innych wniosków niż analiza zagregowanego wskaźnika *CPI*.

Jednym z tematów badań, w których potrzeba analizy zdezagregowanego wskaźnika *CPI* nabiera szczególnego znaczenia jest estymacja parametrów zagregowanej krzywej Phillipsa, a w szczególności problem z uzyskaniem statystycznej istotności parametru łączącego inflację z luką popytową (Orphanides i van Norden, 2005; Nason i Smith, 2008; Rumler i Valderrama, 2010; Blanchard, Cerutti i Summers, 2015). W tym przypadku przewaga związana z analizą opartą na zdezagregowanych danych o inflacji polega na możliwości wyodrębnienia tej części wskaźnika *CPI*, na którą zmiany luki popytowej mają statystycznie istotny wpływ, a przez to na identyfikację tej grupy towarów i usług, na którą może oddziaływać krajowa polityka pieniężna (Bryan i Meyer, 2010; Froehling i Lommatzsch, 2011; Hałka i Kotłowski, 2014). Jednocześnie poprzez agregację komponentów uznanych za wrażliwe na zmiany krajowej koniunktury można skonstruować indeks cenowy, który jest w stanie określać presję popytową w gospodarce.

⁴ Bank centralny poprzez prowadzoną politykę pieniężną wpływa nie tylko na koniunkturę krajową, lecz pośrednio również na kształtowanie się kursu walutowego i inflację importowaną.

Innym przykładem badania, w którym analiza poszczególnych komponentów może pogłębić wiedzę na temat procesów cenotwórczych w gospodarce jest analiza wpływu globalizacji na kształtowanie się cen towarów i usług konsumpcyjnych. Badanie przeprowadzone przez Borio i Filardo (2007) wskazało na rosnące znaczenie globalnej luki popytowej w kształtowaniu się cen w wielu krajach, przy jednoczesnym malejącym znaczeniu luki krajowej. Analiza zdezagregowanego wskaźnika *CPI* w badaniu Hałki i Kotłowskiego (2016) pozwoliła natomiast na identyfikację tych komponentów inflacji *CPI*, których ceny reagują na zidentyfikowane wcześniej szoki globalne, np. popytowy, podażyowy niesurowcowy oraz surowcowy. Dzięki podejściu zdezagregowanemu można zatem nie tylko wyodrębnić te składowe inflacji, których zmienność zależy od czynników pozostających poza kontrolą krajowej polityki pieniężnej (czyli niereagujące na zmiany luki popytowej i kursu walutowego), ale również wskazać, jakiemu szokowi podlegają.

Przykładem analizy, w której badanie danych zagregowanych może dać odmienny obraz procesów inflacyjnych niż badanie zdezagregowanego wskaźnika *CPI* jest poszukiwanie wspólnych czynników kształtujących inflację w gospodarce światowej. Przykładowo Ciccarelli i Mojon (2010) wskazują, że 70% zmienności inflacji w 22 rozwiniętych krajach OECD wynika z jednego globalnego czynnika. Jednakże autorzy nie wskazują, jakiego rodzaju jest to czynnik i tylko przypuszczają, że w dłuższym okresie może wynikać z synchronizacji polityki pieniężnej w badanych państwach. Z kolei badanie zdezagregowanych wskaźników inflacji krajów Europy Środkowo-Wschodniej prowadzi do odmiennych wniosków. Na podstawie analizy danych zdezagregowanych Hałka i Szafranski (2015) wskazują, że wspólny czynnik globalny odpowiada tylko za 17% zmienności inflacji, a znacząca część zmienności jest determinowana przez czynniki wspólne dla danego sektora⁵ czy danego kraju.

Celem artykułu jest syntetyczne przedstawienie wyników badań dla Polski, pokazujących korzyści z analizy zdezagregowanego wskaźnika *CPI* w stosunku do oceny charakteru procesów inflacyjnych jedynie na podstawie zachowania zagregowanego wskaźnika inflacji. W szczególności zestawiono wyniki badań przeprowadzonych przez autorkę, syntetyzując je i odnosząc do następujących problemów badawczych: wpływu luki popytowej, a w konsekwencji koniunktury krajowej na zmiany cen, poszukiwania miary inflacji dobrze oddającej rzeczywistą presję inflacyjną w gospodarce oraz identyfikacji zewnętrznych determinant kształtowania się inflacji.

WPLYW KRAJOWEJ LUKI POPYTOWEJ NA KSZTAŁTOWANIE SIĘ INFLACJI W POLSCE

W literaturze dotyczącej związków inflacji i krajowej aktywności gospodarczej można spotkać wiele prac wykorzystujących dane zagregowane (Razzak, 2002; Del Negro, Schorfheide, Smets i Wouters, 2007; Kuttner i Robinson, 2010;

⁵ Za sektor przyjęto tutaj kategorię, do której dane komponenty wskaźnika cen są klasyfikowane, czyli: usługi, dobra trwałe, półtrwałe i nietrwałe na podstawie klasyfikacji COICOP (<http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=5>).

Rumler i Valderrama, 2010; Vasicek, 2011). Jednakże literatura badająca te zależności w ujęciu zdezagregowanym, odnosząca się do poszczególnych komponentów inflacji, jest stosunkowo uboga. Badania oparte na danych agregatowych wskazują na osłabienie reakcji inflacji na zmiany popytu krajowego, co często utożsamiane jest z tzw. wypłaszczeniem krzywej Phillipsa (Borio i Filardo, 2007). O ile rzeczywiście obserwujemy w Polsce wypłaszczenie tej krzywej (Szafranek, 2016), to analiza zagregowanego *CPI* nie odpowiada na pytania, czy osłabienie tej zależności rozkłada się równo pomiędzy poszczególne komponenty inflacji, ale czy można wyróżnić grupę cen, których kształtowanie nadal pozostaje pod silnym wpływem koniunktury krajowej.

Badanie zdezagregowanego wskaźnika inflacji oparte na krzywej Phillipsa dla Polski przeprowadzili Hałka i Kotłowski (2014). W równaniach opisujących zależność wskaźnika cen poszczególnych komponentów *CPI* od luki popytowej uwzględniono również takie czynniki, jak kurs walutowy oraz inflacja za granicą. Taka konstrukcja krzywej Phillipsa pozwala nie tylko na zdefiniowanie tych komponentów wskaźnika inflacji, które reagują na zmiany koniunktury krajowej, lecz również na określenie wpływu kursu walutowego na kształtowanie się poszczególnych cen.

Dokonana w badaniu dezagregacja pozwoliła w sposób formalny wyodrębnić te komponenty koszyka *CPI*, które są wrażliwe na zmiany popytu krajowego oraz wahania kursu walutowego. Wyniki analizy wskazują, że ponad połowa koszyka konsumpcyjnego (55%) reaguje na zmiany luki popytowej (tabl. 1). Okazuje się, że cenami najbardziej wrażliwymi na zmiany krajowej aktywności gospodarczej są te, które charakteryzują się stosunkowo dużą zmiennością, czyli znaczna część komponentów z grupy obejmującej żywność i energię. Wniosek z tego jest taki, że wbrew często spotykanym opiniom o stosunkowo sztywnym popycie na żywność i energię w krajach rozwijających się, ceny w tych grupach znajdują się pod wpływem krajowych zmian koniunktury i nie są uzależnione tylko od globalnych trendów na rynkach surowcowych. Co więcej, tylko niewielka część cen dóbr trwałych i półtrwałych jest wrażliwa na zmiany luki popytowej. Taki wynik można częściowo wytłumaczyć przez postępujący rozwój technologiczny oraz globalizację handlu. Bardziej szczegółowe spojrzenie na zachowanie się wskaźników tych cen wskazuje, że wiele z nich wykazywało tendencję spadkową w ostatniej dekadzie — niezwiązaną z cykliczną pozycją gospodarki polskiej.

TABL. 1. WAGI DÓBR I USŁUG REAGUJĄCYCH NA KRAJOWĄ LUKĘ POPYTOWĄ W %

Grupy	Waga w <i>CPI</i>	Dobra wrażliwe na lukę popytową jako udział	
		w kategorii	w <i>CPI</i>
Usługi	28,2	55,1	15,5
Dobra: trwałe	4,3	35,7	1,5
półtrwałe	8,3	28,5	2,4
nietrwałe	59,2	60,5	35,8
administrowane	14,0	55,8	7,8

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W Polsce 30% koszyka *CPI* wykazuje wrażliwość na wpływ zmian kursu walutowego na zmiany cen. Co więcej, są to prawie wszystkie komponenty, które reagują również na zmiany koniunktury krajowej. Kategoriami najsilniej reagującymi na zmiany kursu walutowego są dobra trwałe oraz półtrwałe, choć należy podkreślić, że wśród tych towarów istnieje spora część, których ceny nie wykazują wrażliwości na zmiany kursu walutowego ani krajowej luki popytowej (co można wiązać z procesem globalizacji — Hałka i Kotłowski, 2016). Zgodnie z oczekiwaniami siła wpływu kursu walutowego nie jest taka sama dla wszystkich komponentów. Krótkookresowy wpływ kursu (*pass-through*) waha się od 0,004 (w przypadku mebli i sprzętu gospodarstwa domowego) do 0,23 (w przypadku żywności i drogich towarów, takich jak samochody), a średni wpływ wynosi 0,05, co jest wynikiem nieco niższym niż wskazują wyniki badania Kapuścińskiego i in. (2016), którzy analizowali wpływ kursu walutowego na zagregowany wskaźnik *CPI*.

Wyniki analogicznego badania dla krajów strefy euro prezentują Froehling i Lommatzsch (2011). Jednakże strefa euro jest dużą gospodarką zamkniętą i Autorzy przy szacowaniu krzywej Phillipsa nie uwzględniają kursu walutowego, a rezultaty wskazują na większy odsetek komponentów reagujących na zmiany luki popytowej (dwie trzecie komponentów wchodzących w skład koszyka konsumpcyjnego). Podobnie jak w Polsce, w strefie euro koniunktura z jednej strony dość silnie wpływa na ceny żywności, z drugiej natomiast ceny towarów trwałych i półtrwałych relatywnie słabiej reagują na zmiany luki popytowej.

Inne badanie Hałki i Kotłowskiego (2016), choć mające trochę odmienny cel niż jedynie analiza wpływu luki popytowej na inflację, wskazało, że zakres wpływu krajowej koniunktury na inflację w danym kraju jest cechą idiosynkratyczną, zależną od struktury gospodarki. Dla Polski badanie to potwierdziło duże znaczenie krajowej luki popytowej w kształtowaniu inflacji. Jednakże w przypadku Czech luka popytowa nie ma już tak silnego wpływu na inflację, a w Szwecji wpływ ten był znaczący tylko w okresie poprzedzającym i tuż po wybuchu globalnego kryzysu finansowego, kiedy luka charakteryzowała się dużą zmiennością, a później pozostał niewielki.

Wyniki obu badań wskazują, że problem braku statystycznej istotności parametru łączącego zmiany inflacji z poziomem koniunktury krajowej, tzw. krzywej Phillipsa może wynikać z faktu, że znaczna część koszyka *CPI* nie jest wrażliwa na zmiany luki popytowej, co może obniżać wrażliwość agregatowego wskaźnika *CPI* na zmiany koniunktury krajowej. Analiza zdezagregowanego wskaźnika *CPI* pozwala zatem na zdefiniowanie przyczyny braku statystycznej istotności lub też niestabilności w oszacowaniach tego parametru dla zagregowanego wskaźnika *CPI* (bądź *HICP*), na co wskazują np. badania Vasicka (2011) dla Polski i Czech.

WSKAŹNIK INFLACJI BAZOWEJ JAKO MIARA PRESJI POPYTOWEJ W GOSPODARCE

Jak już wspomniano w analizie zależności pomiędzy krajową inflacją i aktywnością gospodarczą w ramach krzywej Phillipsa, ekonomiści często mają trudność z uzyskaniem statystycznej istotności oszacowania parametru mierzą-

cego wpływ luki popytowej na inflację. Może to oznaczać, że zagregowany wskaźnik inflacji nie jest dobrą miarą oddającą rzeczywistą presję inflacyjną w gospodarce. Jako remedium na ten problem zaczęto używać miar inflacji po wyłączeniu szeregu z góry zdefiniowanych komponentów. Zazwyczaj są to grupy, co do których mamy przekonanie, że ich ceny silnie reagują na szok podażowy i/lub czynniki zewnętrzne o charakterze przejściowym. Tak skonstruowany wskaźnik — zwany wskaźnikiem inflacji bazowej — utożsamiany jest niekiedy z miarą presji popytowej w gospodarce (Rogers, 1998), choć duża część ekonomistów wskazuje jednak, że zadaniem wskaźnika inflacji bazowej powinno być raczej przybliżenie długookresowego trendu inflacji w gospodarce (Bryan i Cecchetti, 1994; Clark, 2001), a nie odzwierciedlanie zmian w popycie krajowym.

Przytoczone wcześniej wyniki wskazały na występowanie znacznej grupy towarów i usług, których ceny są wrażliwe na koniunkturę krajową. Agregacja tych komponentów może służyć skonstruowaniu indeksu cen dóbr i usług reagujących na popyt (*IDRP*)⁶, którego zmiany będą współwystępowały z wahaniami krajowej koniunktury.

Przedstawiona w pracy Hałki i Kotłowskiego (2014) analiza zależności wybranych miar inflacji (*CPI*, inflacja bazowa oraz proponowany indeks *IDRP*) z luką popytową potwierdza, że spośród tych miar to właśnie indeks *IDRP* istotnie najsilniej reaguje na zmiany koniunktury krajowej⁷. Analogiczną analizę w badaniu dotyczącym strefy euro przeprowadziły Froehling i Lommatzsch (2011) i potwierdziły również dobre własności tak skonstruowanego indeksu.

Po pierwsze oznacza to, że indeksem *IDRP* można oceniać presję popytową w gospodarce w kategoriach wzrostu cen, a nie tylko w ujęciu kategorii realnych (czyli poprzez szacowanie luki popytowej).

Po drugie ze względu na konstrukcję, informacje na temat indeksu są dostępne relatywnie często (co miesiąc⁸), a opóźnienie publikacyjne jest mniejsze niż w przypadku szacunków dla luki popytowej (ok. 15 dni po zakończeniu miesiąca, podczas gdy szacunki luki popytowej są dostępne w odstępach kwartalnych, 45 dni po zakończeniu kwartału). Dodatkowo, wskaźnik *CPI* nie jest poddawany rewizjom, tak jak ma to miejsce w przypadku danych o PKB, a co za tym idzie również indeks *IDRP* nie zmienia się wraz z napływem nowych informacji.

Po trzecie, biorąc pod uwagę podstawowe kanały transmisji monetarnej, wskaźnik *IDRP* — obejmujący z jednej strony dobra wrażliwe na popyt, a z dru-

⁶ Warto przypomnieć, że analiza danych zdezagregowanych na podstawie krzywej Phillipsa dla małej, otwartej gospodarki pozwala również na określenie tych kategorii dóbr i usług, na ceny których mają wpływ zmiany kursu walutowego. Badanie Hałki i Kotłowskiego (2014) wskazało, że w skład tak skonstruowanego indeksu wchodzi również prawie wszystkie komponenty wskaźnika cen, które wykazują wrażliwość na zmiany kursu walutowego.

⁷ Siła jest mierzona wartością współczynnika łączącego lukę popytową z inflacją (tzw. krzywa Phillipsa).

⁸ Wyjątkiem są dane za styczeń, kiedy GUS publikuje tylko wstępny szacunek wskaźnika *CPI*. Pełne dane ukazują się w połowie marca wraz z publikacją danych o inflacji za luty.

giej niemal wszystkie dobra wrażliwe na wahania kursu walutowego⁹ — będzie wyrażał zmiany tych cen, które w najsilniejszym stopniu reagują na zmiany parametrów krajowej polityki pieniężnej.

Po czwarte, konstruując miary inflacji bazowej poprzez wyłączenie ceny żywności i energii, wyłączamy ze wskaźnika komponenty reagujące na kształtowanie się popytu w gospodarce, a jednocześnie zostawiamy część komponentów niewrażliwych na krajową lukę popytową. Z tego względu wskaźnik inflacji bazowej może nie odzwierciedlać presji popytowej w gospodarce i oparcie analizy tylko na tym wskaźniku może prowadzić do błędnych wniosków.

Należy jednak podkreślić, że wskaźnika *IDRP* nie należy traktować jako miary konkurencyjnej wobec tradycyjnie używanych miar inflacji bazowej, a jedynie jako miarę komplementarną, pozwalającą na inne spojrzenie na procesy inflacyjne zachodzące w gospodarce.

CHARAKTERYSTYKA ZEWNĘTRZNYCH DETERMINANT INFLACJI W POLSCE

W przytoczonym badaniu Hałki i Kotłowskiego (2014) zwraca uwagę dość duża grupa towarów, których ceny pozostają niewrażliwe zarówno na koniunkturę krajową, jak i na zmiany kursu walutowego. Skłania to do poszukiwania czynników zewnętrznych o charakterze globalnym wpływających na tę część inflacji w kraju.

Większość badań podejmujących problem wpływu globalnego szoku na inflację w małej, otwartej gospodarce skupia się na zagregowanych wskaźnikach inflacji (Maćkowiak, 2007; Globan, Arcabic i Soric, 2015; Vasicek, 2011; Boivin i Gianoni, 2007; Jaaskela i Smith, 2013; Aastveit, Bjornland i Thorsrud, 2011; Charnavoki i Dolado, 2014), które pozwalają jedynie odpowiedzieć na pytanie, który szok oraz w jakim stopniu wpływa na kształtowanie się wskaźnika *CPI* w analizowanych krajach.

Zaletą analizy prowadzonej na podstawie zdezagregowanego wskaźnika *CPI* jest możliwość wyróżnienia tych komponentów inflacji, które najsilniej reagują na czynniki zewnętrzne i określenie, która i jaka część inflacji pozostaje poza wpływem oddziaływania krajowej polityki pieniężnej oraz jaki szok wpływa na jej zmienność.

W przeważającej mierze badania wpływu szoku globalnego na wskaźnik zagregowany prowadzone są w ramach jednego modelu SVAR czy FAVAR. Dzięki takiej procedurze wszystkie uzyskane wyniki zarówno dla zmiennych globalnych, jak i krajowych są ortogonalne względem siebie. W przypadku danych zdezagregowanych taka procedura jest utrudniona ze względu na dużą liczbę potencjalnych zmiennych w modelu. Zamiast tego Hałka i Kotłowski (2016)

⁹ Biorąc pod uwagę ograniczony wpływ polityki banku centralnego na kształtowanie się kursu walutowego (ze względu na znaczącą rolę czynników zewnętrznych), kanał ten będzie wpływał w sposób pośredni.

w badaniu zastosowali dwustopniową procedurę estymacji. W pierwszym etapie, na podstawie modelu wektorowej autoregresji (VAR) wykorzystującego trzy zmienne globalne, wyodrębniono szoki globalne: popytowy, surowcowy oraz podażowy niesurowcowy, interpretowany jako szok produktywności i/lub szok globalizacyjny. W drugim kroku dokonano regresji zdezagregowanego wskaźnika *CPI* względem zidentyfikowanego wcześniej szoku, a jako zmienne kontrolne przyjęto krajową lukę popytową i realny efektywny kurs walutowy (REER).

Wnioski płynące z tego badania, dokonanego na nieco innym stopniu dezagregacji, można potraktować jako uzupełnienie rezultatów badania Hałki i Kotłowskiego (2014). Mianowicie, ceny dużej części towarów określanych jako pozostające pod wpływem globalizacji i wykazujących w tym wcześniejszym badaniu niewielką wrażliwość na zmiany krajowej luki popytowej, tutaj zmieniły się pod wpływem niesurowcowego szoku podażowego (tabl. 2). Szok ten można utożsamiać z postępem technologicznym (który objawia się wzrostem produktywności) i/lub przenoszeniem produkcji do krajów o niższych kosztach wytwarzania, co prowadzi do wzrostu konkurencji i spadku cen. Z tego powodu można się spodziewać, że ceny takich komponentów, jak sprzęty RTV i AGD czy telekomunikacyjne, jak również odzież i obuwie będą wykazywały wrażliwość na niesurowcowy szok podażowy. Przypuszczenia te potwierdzają wyniki badania. Związek ten nie jest już tak oczywisty w przypadku innych dóbr trwałych i półtrwałych, których ceny mogą potencjalnie reagować na niesurowcowy szok podażowy. Najprawdopodobniej wynika to z dość silnej reakcji cen tych dóbr na zmiany kursu walutowego.

Ponadto analiza wskazała na statystycznie istotną zależność cen żywności i energii od kształtowania się koniunktury krajowej, tym samym potwierdzając wniosek z badania Hałki i Kotłowskiego (2014), że wskaźnik inflacji bazowej nie jest najlepszą miarą określającą presję popytową w gospodarce. Ten wniosek byłby trudny do sformułowania jedynie na podstawie analizy zagregowanego wskaźnika *CPI*. Co więcej, analiza na poziomie zagregowanym mogłaby wskazać na słabszy wpływ czynników globalnych na inflację w Polsce ze względu na fakt, że agregat zawiera również komponenty niewrażliwe na zmiany koniunktury globalnej.

TABL. 2. WPŁYW POSZCZEGÓLNYCH CZYNNIKÓW NA WYBRANE KOMPONENTY *HICP*^a

Komponent <i>HICP</i>	Luka popytowa		Kurs		Szok					
					popytowy		surowcowy		podażowy	
	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>
Dobra nietrawne										
Żywność	0,50	0,003	-0,10	0,000	0,12	0,586	-0,07	0,776	0,35	0,104
Napoje alkoholowe	0,30	0,036	0,02	0,755	-0,04	0,686	-0,07	0,600	-0,08	0,532
Wyroby tytoniowe	0,23	0,304	0,00	0,990	0,24	0,186	0,01	0,962	0,04	0,843
Konserwacja mieszkania lub domu	0,33	0,018	-0,04	0,298	0,10	0,400	-0,39	0,227	0,26	0,133
Nośniki energii	0,36	0,006	0,04	0,072	-0,19	0,237	0,25	0,056	-0,24	0,182

^a W tablicy pominięto te komponenty, których waga we wskaźniku *HICP* jest relatywnie mała.

TABL. 2. WPŁYW POSZCZEGÓLNYCH CZYNNIKÓW NA WYBRANE KOMPONENTY *HICP*^a (dok.)

Komponent <i>HICP</i>	Luka popytowa		Kurs		Szok					
	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>	popytowy		surowcowy		podażowy	
					ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>	ocena	wartość <i>p</i>
Dobra nietrwale (dok.)										
Wyroby medyczno-farmaceutyczne	0,17	0,214	0,00	0,884	-0,01	0,925	0,06	0,624	0,14	0,490
Eksploatacja prywatnych środków transportu	-0,44	0,312	-0,17	0,061	0,64	0,323	1,12	0,012	0,50	0,482
Czasopisma, gazety, książki ...	0,25	0,162	-0,01	0,526	-0,03	0,873	-0,30	0,076	0,17	0,152
Dobra półtrwale										
Odzież	-0,05	0,335	-0,01	0,538	0,01	0,884	0,03	0,592	0,15	0,080
Obuwie	-0,07	0,115	-0,02	0,069	-0,01	0,871	0,07	0,166	0,13	0,007
Artykuły włókiennicze	0,03	0,289	-0,01	0,004	-0,05	0,214	0,04	0,403	0,05	0,298
Inne artykuły użytku domowego	0,11	0,000	-0,01	0,047	0,04	0,172	0,06	0,091	0,10	0,001
Pozostały sprzęt związany z rekreacją	0,18	0,000	-0,03	0,006	0,00	0,919	-0,03	0,318	0,07	0,119
Higiena osobista	0,08	0,000	-0,02	0,041	0,03	0,498	0,03	0,355	0,04	0,237
Dobra trwałe										
Meble, artykuły dekoracyjne	0,16	0,022	-0,01	0,390	-0,02	0,750	0,06	0,483	0,08	0,341
Urządzenia gospodarstwa domowego	0,06	0,060	-0,02	0,030	0,01	0,735	-0,05	0,461	0,08	0,060
Środki transportu	0,11	0,491	-0,19	0,001	0,11	0,550	-0,15	0,585	-0,13	0,596
Sprzęt: telekomunikacyjny	-0,06	0,614	-0,06	0,011	0,07	0,531	0,02	0,898	-0,30	0,176
audio, fotograficzny i informatyczny	0,07	0,476	-0,06	0,099	-0,01	0,956	-0,27	0,040	-0,12	0,240
Usługi										
Opłaty na rzecz właścicieli	0,03	0,278	0,00	0,644	-0,02	0,495	-0,01	0,727	0,02	0,467
Zaopatrywanie w wodę i inne usługi	0,21	0,129	-0,01	0,803	0,03	0,893	-0,03	0,813	0,08	0,717
Usługi: ambulatoryjne	0,05	0,016	-0,01	0,016	0,00	0,792	0,04	0,044	0,00	0,917
transportowe	0,35	0,043	0,03	0,259	0,05	0,789	-0,04	0,791	-0,05	0,845
telekomunikacyjne	0,59	0,099	-0,10	0,045	0,19	0,677	-0,09	0,544	0,78	0,245
związane z rekreacją i kulturą	0,07	0,644	-0,03	0,354	-0,04	0,866	-0,26	0,107	-0,09	0,564
Turystyka zorganizowana	0,27	0,001	-0,02	0,251	0,03	0,711	-0,09	0,314	-0,09	0,463
Gastronomia	0,18	0,000	-0,01	0,439	-0,01	0,859	0,10	0,070	0,00	0,940
Zakwaterowanie	0,25	0,000	0,02	0,178	-0,03	0,635	0,09	0,099	0,08	0,205
Ubezpieczenia	0,12	0,601	0,06	0,164	-0,16	0,608	-0,14	0,595	0,09	0,577
Pozostałe usługi finansowe	0,33	0,113	-0,19	0,036	0,84	0,024	0,58	0,086	-0,49	0,153
Pozostałe usługi	0,46	0,284	-0,03	0,648	-0,44	0,576	-0,56	0,165	0,22	0,565

^a W tablicy pominięto te komponenty, których waga we wskaźniku *HICP* jest relatywnie mała.

U w a g a. Wartości empirycznego poziomu istotności (wartość *p*) dla poszczególnych zmiennych zostały wyznaczone na podstawie błędów standardowych uzyskanych przy użyciu estymatora Neweya-Westa. Współczynniki (dla szoku popytowego, surowcowego oraz podażowego pomnożone przez 100) i wartości statystyki *p* na poziomie istotności 15% (oraz z odpowiednim znakiem) zostały pogrubione.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Innym podejściem do oceny, jakie czynniki zewnętrzne wpływają na kształtowanie się inflacji w kraju jest próba odpowiedzi na pytanie, czy na kształtowanie się inflacji krajowej wpływa tylko jeden czynnik globalny czy też można wyróżnić różne szoki wpływające na poszczególne komponenty, jak również szoki specyficzne dla danego kraju lub grupy krajów?

Analiza wspólnych czynników kształtujących procesy inflacyjne w poszczególnych krajach w przeważającej mierze prowadzona jest na danych zagregowanych. Przykład taki podają Ciccarelli i Mojon (2010), którzy wyjaśniają 70% zmienności wskaźnika inflacji jednym wspólnym czynnikiem. Beck, Hubrich i Marcellino (2006) przeprowadzili podobną analizę na poziomie regionalnym w krajach strefy euro. Doszli oni do wniosku, że czynniki wspólne dla strefy euro oraz czynniki specyficzne dla danego kraju tłumaczą znaczną część zmienności inflacji.

Badanie Hałka i Szafrąńskiego (2015) analizuje natomiast wspólne czynniki kształtujące inflację w Polsce i krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Nie odnosi się ono jedynie do poszukiwania wspólnych czynników wpływających na zagregowany wskaźnik inflacji, lecz zostało poszerzone o analizę czynników wspólnych kształtujących inflację w poszczególnych sektorach (towary i usługi), czynników charakterystycznych dla danego kraju czy dla sektorów w danym kraju. Zbliżone badania wykonano dla krajów strefy euro oraz Stanów Zjednoczonych (Boivin, Giannoni i Mihov, 2009; Maćkowiak, Moench i Wiederholt, 2009; Beck, Hubrich i Marcellino, 2011; Kaufmann i Lein, 2013). Co istotne, badania zdezagregowanych indeksów cenowych wskazują, że pojedynczy, wspólny czynnik wpływający na kształtowanie się inflacji we wszystkich krajach jest znacznie mniej istotny niż w przypadku badań dotyczących zagregowanych wskaźników *CPI*.

Otrzymane przez Hałkę i Szafrąńskiego (2015) wyniki wskazują, że w przypadku Polski wspólny, globalny czynnik wpływający na inflację w krajach Europy Środkowo-Wschodniej jest tylko w ok. 13% odpowiedzialny za zmienność inflacji, natomiast czynniki idiosynkratyczne dla poszczególnych komponentów inflacji — w 55% (tabl. 2). Analiza na poziomie zdezagregowanym wskazała, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej ceny żywności reagują nie tylko na zmiany światowych cen surowców, lecz również na krajową sytuację ekonomiczną, potwierdzając wnioski z przytoczonych tu prac autorki. Z kolei zmiany cen komponentów energetycznych, zgodnie z oczekiwaniami, są z jednej strony silnie determinowane przez kształtowanie się cen ropy, gazu i węgla na rynku światowym, z drugiej strony wykazują również powiązanie z sytuacją ekonomiczną w strefie euro.

Niejako potwierdzeniem wniosków z wcześniejszych badań jest także używana korelacja pomiędzy cenami usług i sytuacją gospodarczą w danym kraju oraz brak wpływu czynników zarówno globalnych, jak i krajowych na kształtowanie się cen dóbr trwałych i półtrwałych. W przypadku dwóch ostatnich grup wynik ten może być rezultatem wpływu globalizacji oraz postępu technologicznego na ceny tych towarów.

Dodatkowo czynniki specyficzne dotyczące danego kraju wskazały na większą zmienność i mniejszą uporczywość wskaźnika inflacji w przypadku krajów o wyższym poziomie PKB *per capita*, wydajności czy otwartości danej gospodarki na wpływy zewnętrzne. Wynika to zapewne z faktu, że ceny w takich krajach zazwyczaj są bardziej elastyczne (Dabušinskas i Randveer, 2006), a otwarta

gospodarka szybciej dopasowuje się do zmieniającego się otoczenia zewnętrznego w celu utrzymania konkurencyjności podmiotów krajowych.

Podobne wnioski można również uzyskać dla Stanów Zjednoczonych czy strefy euro. Jak pokazują badania Boivin i in. (2009) czy Beck i in. (2011) zarówno czynniki specyficzne dla danego kraju, jak również specyficzne dla danego sektora, odgrywają dużą rolę w kształtowaniu cen, a wspólny, globalny czynnik wpływa na zmienność inflacji w znacznie mniejszym stopniu.

**TABL. 3. ZMIENNOŚĆ, UPORCZYWOŚĆ
I WYJAŚNIONA WARIANCJA DLA POLSKI**

Czynniki	Wartości mierników statystycznych
Zmienność (odchylenie standardowe)	
Krajowy	0,086
Sektorowy	0,071
Sektor w kraju	0,095
Idiosynkratyczny	0,345
Uporczywość	
Regionalny	0,976
Krajowy	0,883
Sektorowy	0,386
Sektor w kraju	0,378
Idiosynkratyczny	0,139
Wyjaśniona wariancja	
Regionalny	0,134
Krajowy	0,196
Sektorowy	0,029
Sektor w kraju	0,089
Idiosynkratyczny	0,551

U w a g a. Uporczywość wyrażono jako ocenę parametru z modelu AR(1).

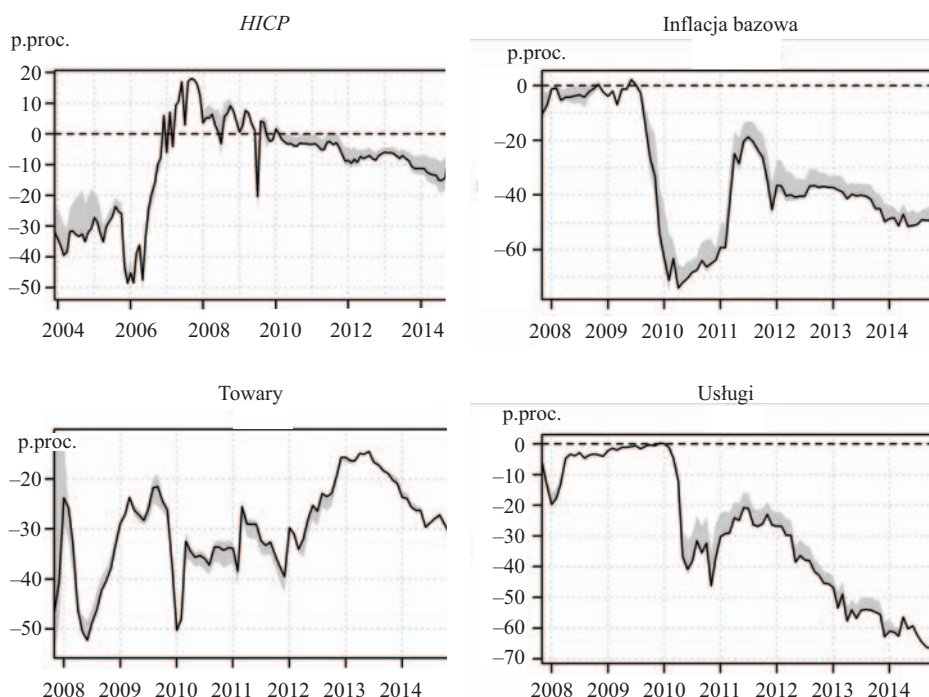
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Również badanie Hałki i Szafrąńskiego (2015), dzięki analizie dokonanej na podstawie zdezagregowanego wskaźnika *CPI*, wskazuje na silną zależność inflacji w Polsce od czynników krajowych, co potwierdzają wnioski ze wskazywanych wcześniej publikacji. Pomimo że Polska ma relatywnie małą, otwartą gospodarką, czynniki zewnętrzne nie są wyłącznymi determinantami procesów inflacyjnych. Istotne znaczenie w kształtowaniu cen mają również wahania krajowej aktywności gospodarczej, co podkreśla rolę krajowej polityki gospodarczej, w tym monetarnej.

Dodatkowo badanie Hałki i Szafrąńskiego (2015) uwypukliło znaczenie reżimu kursowego oraz możliwości prowadzenia niezależnej polityki pieniężnej w zakresie zmienności inflacji. Kraje ze stałym (lub związanym z euro) kursem walutowym wykazują większą zmienność czynnika specyficznego dla kraju. Sugeruje to, że płynny kurs walutowy i niezależna polityka pieniężna mogą, do pewnego stopnia, działać jak amortyzator szoku i zapobiegać znaczącym wahaniom wskaźnika cen, zwłaszcza w okresie perturbacji globalnych.

Potwierdzeniem tezy o istnieniu różnych wspólnych czynników, kształtujących wskaźniki cen w zakresie poszczególnych komponentów inflacji, może być, dokonana przez Hałkę i Szafranka (2016), analiza wpływu inflacji w strefie euro na wskaźnik *HICP* w Polsce. W przypadku badania na poziomie zagregowanym nie widać wyraźnych symptomów przenikania inflacji ze strefy euro, która jest ważnym partnerem gospodarczym, do wskaźnika cen w naszym kraju. Jednak już analiza zdezagregowanego wskaźnika *CPI* wskazuje, że kształtowanie się cen poszczególnych komponentów w Polsce jest po części determinowane inflacją w strefie euro. Wyniki wskazują, że w przypadku cen towarów Polska jest znaczącym „biorcą” inflacji tej grupy ze strefy euro. Wynika z nich również rosnąca zależność cen usług w Polsce od kształtowania się tych cen w strefie euro (co można odczytywać jako efekt globalizacji cen usług) (wykres).

WPŁYW INFLACJI W STREFIE EURO NA INFLACJĘ W POLSCE^a W ZAKRESIE *HICP*, INFLACJI BAZOWEJ^b, TOWARÓW I USŁUG



^a Wartości ujemne wskazują, że Polska jest „biorcą” inflacji. ^b *HICP* po wyłączeniu cen żywności nieprzetworzonej i energii. U w a g a. Kolorem szarym zaznaczono przedziały zmienności oszacowanych parametrów.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Podsumowanie

Przedstawione badania wskazują, że podejście zdezagregowane do analizy zjawisk inflacyjnych pozwala na pełniejsze zrozumienie charakteru procesów cenotwórczych i identyfikację czynników kształtujących inflację w Polsce. Pogłębiona znajomość czynników kształtujących zmiany cen poszczególnych komponentów może przyczynić się do podjęcia przez bank centralny odpowiednich działań, zanim jeszcze efekty zmiany cyklicznej pozycji gospodarki krajowej czy też zmiany zachodzące w otoczeniu zewnętrznym polskiej gospodarki znajdą odzwierciedlenie we wzroście lub spadku inflacji krajowej. Zaprezentowane analizy prowadzą do trzech wniosków, pomocnych w prowadzeniu polityki pieniężnej.

Po pierwsze, inflacja w Polsce, której gospodarka jest postrzegana jako relatywnie mała i otwarta, jest jednak w znacznym stopniu zależna od czynników krajowych, co w dobie globalizacji inflacji należy uznać za ważny wniosek. Pośrednio oznacza to, że bank centralny, wpływając na koniunkturę krajową, może częściowo oddziaływać na inflację. Warto jednak nadmienić, że czynniki globalne, takie jak ceny surowców na rynkach światowych czy inflacja u głównych partnerów handlowych, mają także duże znaczenie w kształtowaniu procesów inflacyjnych w Polsce.

Po drugie, utożsamianie wskaźnika inflacji bazowej z miernikiem presji popytowej w gospodarce może prowadzić do błędnych wniosków. Z jednej strony we wskaźniku inflacji bazowej są ujęte zmiany cen towarów i usług niewrażliwych na zmiany koniunktury krajowej. Z drugiej strony zostają z niego wyłączone te grupy, których ceny zmieniają się pod wpływem zmian luki popytowej. Z tego względu do pełnej oceny miary presji popytowej należy korzystać z różnych miar inflacji.

Po trzecie, analiza w ujęciu zdezagregowanym pozwala na identyfikację czynników kształtujących inflację na te, które są wspólne dla wielu krajów (jak np. inflacja w strefie euro) czy dla danego sektora (np. dobra nietrwałe) oraz takie, które są specyficzne dla danego kraju (np. związane z poziomem PKB *per capita*). Jednocześnie wyniki te wskazują, że zestaw czynników kształtujących inflację jest bardzo szeroki i niekiedy odmienny w zakresie poszczególnych komponentów wskaźnika cen — na ceny poszczególnych składowych wpływają bowiem różne odmiany szoku globalnego. Wzmacnia to przekonanie dominujące w strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, że decydując o optymalnym kształcie polityki pieniężnej należy brać pod uwagę całe spektrum zmiennych ekonomicznych. Ponadto nie należy opierać decyzji na zachowaniu tylko jednego wskaźnika, jakim jest wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych.

LITERATURA

- Aastveit, K.A., Bjornland, H.C., Thorsrud, L.A. (2011). The world is not enough! Small open economies and regional dependence. *Working Papers 0005*, Centre for Applied Macro- and Petroleum economics (CAMP), BI Norwegian Business School.
- Beck, G.W., Hubrich, K., Marcellino, M. (2006). Regional Inflation Dynamics within and across Euro Area Countries and a Comparison with the US. *Computing in Economics and Finance*, vol. 338, Society for Computational Economics.
- Beck, G.W., Hubrich, K., Marcellino, M. (2011). On the Importance of Sectoral and Regional Shocks for Price-Setting. *CEPR Discussion Papers*, vol. 8357.
- Blanchard, O.J., Cerutti, E., Summers, L. (2015). Inflation and Activity — Two Explorations and their Monetary Policy Implications. *IMF Working Paper*, vol. 230, no. 15.
- Boivin, J., Giannoni, M.P. (2007). Global Forces and Monetary Policy Effectiveness. W: *International Dimensions of Monetary Policy*, NBER Chapters (National Bureau of Economic Research, Inc.), s. 429—478.
- Boivin, J., Giannoni, M.P., Mihov, I. (2009). Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data. *American Economic Review*, vol. 99, no. 1, s. 350—384.
- Borio, C.E.V., Filardo, A. (2007). Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation. *Working Paper*, no. 227, Bank for International Settlements, Basel.
- Bryan, M.F., Meyer, B. (2010). *Are Some Prices in the CPI More Forward Looking Than Others? We Think So*. Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Bryan, M.F., Cecchetti, S.G. (1994). Measuring Core Inflation. W: *Monetary Policy*, NBER Chapters (National Bureau of Economic Research, Inc.), s. 195—219.
- Charnavoki, V., Dolado, J.J. (2014). The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: Lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 6, no. 2, s. 207—237.
- Ciccarelli, M., Mojon, B. (2010). Global Inflation. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 92, no. 3, s. 524—535 (prev. *EBC Working Paper 2005*, no. 537).
- Clark, T.E. (2001). Comparing measures of core inflation. *Economic Review*, Q II, s. 5—31.
- Dabušinskas, A., Randveer, M. (2006). Comparison of pricing behaviour of firms in the euro area and Estonia. *Bank of Estonia Working Papers 2006—08*, Bank of Estonia, revised 10 Dec. 2006.
- Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F., Wouters, R. (2007). On the Fit of New Keynesian Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 25, s. 123—143, American Statistical Association, April.
- Froehling, A., Lommatzsch, K. (2011). *Output Sensitivity of Inflation in the Euro Area: Indirect Evidence from Disaggregated Consumer Prices*. Technical Report, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Globan, T., Arcabic, V., Soric, P. (2015). Inflation in new EU member states: A domestically or externally driven phenomenon? *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 51, no. 6, s. 1—15.
- Hałka, A., Kotłowski, J. (2014). Does the Domestic Output Gap Matter for Inflation in a Small Open Economy? *Eastern European Economics*, vol. 52, no. 3, s. 89—107.
- Hałka, A., Kotłowski, J. (2016). Global or domestic? Which shocks drive inflation in European small open economies? *Emerging Markets Finance and Trade*, w druku.
- Hałka, A., Szafranek, K. (2016). Whose inflation is it anyway? The inflation spillovers between the euro area and small open economies. *Eastern European Economics*, vol. 54, no. 2, s. 109—132.

- Hałka, A., Szafrński, G. (2015). What common factors are driving inflation in CEE countries? *Working Papers NBP*, no. 225.
- Jaaskela, J.P., Smith, P. (2013). Terms of trade shocks: What are they and what do they do? *Economic Record*, vol. 285, no. 89, s. 145—159.
- Kapuściński, M., Kocięcki, A., Kowalczyk, H., Łyziak, T., Przystupa, J., Stanisławska, E., Sznajderska, A., Wróbel, E. (2016). Monetary transmission mechanism in Poland. What do we know in 2015? *NBP Working Paper*, no. 249.
- Kaufmann, D., Lein, S.M. (2013). Sticky prices or rational inattention — What can we learn from sectoral price data? *European Economic Review*, vol. 64, s. 384—394.
- Kuttner, K., Robinson, T. (2010). Understanding the flattening Phillips curve. *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, no. 2, s. 110—125, Elsevier.
- Maćkowiak, B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, no. 8, s. 2512—2520.
- Maćkowiak, B., Moench, E., Wiederholt, M. (2009). Sectoral Price Data and Models of Price Setting. *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, s. 78—99.
- Nason, J.M., Smith, G. (2008). The New Keynesian Phillips Curve: Lessons from Single-Equation Econometric Estimation. *FRB Richmond Economic Quarterly*, vol. 94, no. 4, s. 361—395.
- Orphanides, A., van Norden, S. (2005). The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, s. 583—601.
- Razzak, W.A. (2002). Monetary policy and forecasting inflation with and without the output gap. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2002/03*, Reserve Bank of New Zealand.
- Rogers, S. (1998). Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement. *Occasional Papers*, no. 24, South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre.
- Rumler, F., Valderrama, M.T. (2010). Comparing the New Keynesian Phillips Curve with time series models to forecast inflation. *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, no. 2, s. 126—144.
- Szafranek, K. (2016). Linking excessive disinflation and output movements in an emerging, small open economy. A hybrid New Keynesian Phillips Curve perspective. *Working Papers NBP*, no. 239.
- Vasicek, B. (2011). Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 47, no. 5, s. 71—100.

Summary. *This article aims at presenting the results of the research concerning disaggregated price index in the assessment of inflation processes in Poland. Presented analysis shows that disaggregated approach allows for a fuller understanding of the nature of the price-setting process and better identification of factors affecting inflation. The results indicate three conclusions. Firstly, a significant part of the inflation in Poland is dependent on domestic factors. Secondly, the core inflation rate should not be equated with the measure of demand pressures in the economy. Thirdly, a set of external factors affecting the price-setting process in Poland is relatively wide and distinct for different components of the price index.*

Keywords: inflation, disaggregated inflation rates, monetary policy, globalization, output gap.

Tomasz PANEK

Polaryzacja ekonomiczna w Polsce

Streszczenie. *W badaniu dokonano oceny polityki społecznej i gospodarczej prowadzonej po akcesji Polski do Unii Europejskiej. Zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych były analizowane poprzez ocenę zmienności stopnia polaryzacji ekonomicznej. Ponadto poddano ocenie zmiany nierówności dochodowych. Badanie przeprowadzono dla lat 2000—2014. W analizie polaryzacji zastosowano indeksy polaryzacji, a dla zobrazowania zmian nierówności dochodowych — współczynniki nierówności.*

Słowa kluczowe: polaryzacja ekonomiczna, nierówności dochodowe, zanikanie klasy średniej.

JEL: D31, C18, C46

Zmniejszenie nierówności dochodowych, ze szczególnym naciskiem na poprawę sytuacji gospodarstw domowych i osób zagrożonych ubóstwem, stanowi jeden z nadrzędnych celów unijnej polityki społecznej i gospodarczej. Na realizację tej polityki przeznaczane są ogromne środki finansowe w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego, Funduszu Spójności czy też Europejskiego Funduszu Rozwoju Regionalnego. Akcesja Polski do Unii Europejskiej (UE) spowodowała finansowe korzyści, ale jednocześnie konieczność podporządkowania się narzuconym zasadom korzystania z tych środków. Wynika z tego obowiązek pomiaru rezultatów prowadzonych działań w ramach polityki społecznej, aby ocenić ich skuteczność.

W badaniu skoncentrowano się na ocenie, czy prowadzona po akcesji Polski do UE polityka społeczna i gospodarcza doprowadziła do zmniejszenia dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych w Polsce. Analizowano zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych badając zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej. Polaryzację ekonomiczną należy rozumieć jako proces zmniejszania się liczebności jednostek należących do środkowej klasy do-

chodowej przy jednoczesnym wzroście udziału jednostek należących do klasy niskiej i wysokiej. Jako uzupełnienie ocenie poddano zmiany nierówności dochodowych.

Analizę porównawczą zmian stopnia polaryzacji dochodowej oraz nierówności dochodowych gospodarstw domowych przeprowadzono dla lat 2000—2014 (zarówno przed akcesją, jak i po akcesji Polski do UE). W analizie procesu polaryzacji zastosowano indeksy polaryzacji, a w zakresie zmian nierówności dochodowych — współczynniki nierówności.

POLARYZACJA EKONOMICZNA JAKO PROCES ZANIKANIA GRUPY OSÓB O ŚREDNICH DOCHODACH

Termin polaryzacja ekonomiczna zaczęto stosować w naukach ekonomicznych w latach 80. ub. wieku do opisanego procesu zanikania środkowej klasy dochodowej w trójklasowym rozkładzie dochodów w Stanach Zjednoczonych. Asumpt do badań naukowych nad tym procesem dały doniesienia o zanikaniu klasy średniej w tym kraju (Kuttner, 1983; Thurow, 1984). Weryfikacja tych doniesień na podstawie empirycznych rozkładów dochodów potwierdziła zmniejszanie się odsetka osób należących do środkowej klasy w rozkładzie dochodów (Rosenthal, 1985; Horrigan i Haugen, 1988). Gdyby proces ten postępował, to w efekcie mógłby doprowadzić do ukształtowania się dwubiegunowego rozkładu dochodów.

Termin polaryzacja ekonomiczna bywa także stosowany do opisu zmian rozkładu dochodów niekoniecznie powodujących zanikanie klasy środkowej (Kot, 2008). Niektórzy badacze uważają, że polaryzacja ma miejsce, gdy biedni ubożeją, a bogaci stają się coraz bogatszymi. Proces ten nie musi jednak oznaczać zaniku klasy środkowej, a tym samym nie jest on bezpośrednio związany z polaryzacją ekonomiczną. Może oczywiście zdarzyć się, że część osób należących do klasy środkowej wzbogaciła się na tyle, że ich dochody są wyższe niż średni dochód klasy „bogaty”, a część osób z klasy środkowej zbiedniała tak drastycznie, że ich dochody spadły poniżej średnich dochodów klasy „ubogich”. Tego typu zmiany prowadziłyby do polaryzacji ekonomicznej rozumianej jako zanikanie klasy środkowej, jak i bogacenia się osób z klasy „bogaty” oraz ubożenia osób z klasy „ubogich”.

Przyjęta koncepcja polaryzacji ekonomicznej pozwala, opierając się na sekwencji czasowej rozkładu dochodów, na ocenę stopnia spolaryzowania danego rozkładu dochodu w danym momencie w stosunku do stopnia jego spolaryzowania w innych momentach. Umożliwia to stosowanie w opisie polaryzacji miar stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów obok stosowanej najczęściej oceny zmian frakcji osób należących do środkowej klasy dochodowej.

Pojęcie polaryzacji ekonomicznej często niesłusznie utożsamiane jest z pojęciem nierówności dochodowych. Nierówność rozkładu dochodów oznacza od-

chylenie rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego¹, tzn. takiego rozkładu, w którym każda jednostka dysponuje takim samym dochodem. Jednakże, jak wykazał Anderson (2004), ani wzrost polaryzacji nie musi powodować wzrostu nierówności, ani też wzrost nierówności nie musi prowadzić do wzrostu polaryzacji. Najczęściej wzrost polaryzacji prowadzi, co prawda, do wzrostu nierówności, ale przechodzenie osób z klasy środkowej do klasy „ubogich” lub klasy „bogatyh” może też nie powodować wzrostu nierówności przy pewnych zmianach dochodów osób należących do tych skrajnych klas. Z kolei wzrost nierówności, może być spowodowany wyłącznie bogaceniem się „bogatyh” lub ubożeniem „ubogich” i w żaden sposób nie może wpływać na zmniejszanie się liczebności klasy środkowej. Należy jednak podkreślić, że zarówno wzrost nierówności, jak i wzrost polaryzacji mają negatywny wpływ na rozwój gospodarczy oraz na stosunki społeczne. Liczne badania wykazują (Banerjee i Duflo, 2008; Kharas i Gertz, 2010), że zanik klasy średniej jest jednym z podstawowych czynników spowalniających wzrost gospodarczy. Także nierówności dochodowe oraz rosnący dystans pomiędzy bogatymi a ubogimi powoduje wzrost konfliktów społecznych i poczucie niesprawiedliwości (Keefer i Knack, 2002; Duclos, Esteban i Ray, 2004).

METODY OPISU POLARYZACJI EKONOMICZNEJ

W literaturze przedmiotu wyróżniamy dwa zasadnicze podejścia do opisu polaryzacji ekonomicznej — nieparametryczne i parametryczne (Kot, 2008). W podejściu nieparametrycznym obserwujemy zmiany w czasie empirycznych funkcji gęstości rozkładu dochodów. Parametryczne podejście do opisu polaryzacji ekonomicznej polega na ocenie stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów za pomocą skalarnych mierników ilościowych, nazywanych indeksami polaryzacji. W badaniu zastosowano podejście parametryczne, które pozwala na pokonanie wielu trudności występujących w podejściu opierającym się na funkcjach gęstości.

Najbardziej znaczący wkład do problematyki ilościowej analizy polaryzacji mają: Esteban i Ray (1994), Wolfson (1994) oraz Morris, Bernhardt i Handcock (1994). Zaproponowane przez nich podejścia do opisu i pomiaru polaryzacji były następnie rozwijane zarówno przez nich samych, jak i przez innych badaczy (Kot, 2008).

Indeks polaryzacji Esteban-Ray

Esteban i Ray (dalej ER) w pracy z 1994 r. zaproponowali aksjomatyczne ujęcie problemu polaryzacji, posługując się pojęciami zaczerpniętymi z analizy

¹ Przy pomiarze nierówności stosowane są również wskaźniki wykorzystujące pomiar odchyień dochodów od średnich dochodów czy też porównywanie dochodów grup kwantylowych badanych jednostek (Panek, 2011).

taksonomicznej. Według nich jednostki rozważanej populacji tworzą pewną liczbę odpowiednio licznych grup. W ramach danej grupy jednostki podobne są do siebie ze względu na pewne cechy (atrybuty)² i jednocześnie różnią się między sobą ze względu na inne cechy. W ten sposób społeczeństwo jest właśnie spolaryzowane.

Według ER polaryzacja ekonomiczna jest tym silniejsza, im większa jest homogeniczność grup i im większa jest heterogeniczność między grupami³.

Po zdefiniowaniu procesu polaryzacji ER precyzują, co rozumieją przez rozkład dochodów. Określają go jako skokowy n -punktowy rozkład logarytmów dochodów, który zapisują symbolami jako $\pi, y \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n)$, gdzie y_i oznacza logarytm dochodów i -tej jednostki, a $\pi_i > 0$ — liczebność występowania jednostek o dochodzie y_i ($i=1, \dots, n$; $i \neq i'$), czyli liczbę badanych jednostek o dochodzie y_i . Suma liczebności π wyznacza liczebność badanej populacji dla danego rozkładu dochodów (π, y) . Jeżeli przez D oznaczymy przestrzeń wszystkich takich rozkładów, wówczas jako miarę polaryzacji ER podają odwzorowanie $P: D \rightarrow R_+$. Ponadto ER zakładają, że miara polaryzacji jest niezmienna ze względu na wielkość porównywanych populacji, czyli że na ranking dwóch rozkładów dochodów ze względu na wartość miary polaryzacji nie wpływają proporcjonalne zmiany w wielkości tych populacji.

Dla zdefiniowania klasy miar polaryzacji ER przyjmują model zachowań jednostek. W tym celu definiują funkcję identyfikacji jednostki z daną grupą jednostek oraz funkcję jej alienacji względem tej grupy. Pojęcie identyfikacji wiąże oni z faktem, że heterogeniczność między grupami wskazuje na występowanie polaryzacji. Zakładają, że dana jednostka identyfikuje się z jednostkami posiadającymi takie same dochody⁴. Identyfikacja jest tym silniejsza, im liczniejsza jest liczba jednostek (p) w danej grupie, co opisuje ciągła funkcja identyfikacji $I: R_+ \rightarrow R_+$. Przyjmują, że $I(p) > 0$ dla $p > 0$ oraz że $I(p)$ jest rosnącą funkcją argumentu p . Własność ta wskazuje, że polaryzacja wzrasta nie tylko ze wzrostem jednorodności grupy, ale także ze wzrostem liczebności grupy.

Pojęcie alienacji ER wiąże z faktem, że homogeniczność wewnątrzgrupowa wskazuje na zjawisko polaryzacji. Zakładają, że dana jednostka czuje się wyalienowana wobec jednostek dysponujących innymi niż ona dochodami. Alienację opisuje niemalejąca ciągła funkcja $a: R_+ \rightarrow R_+$, dla $a(0)=0$. Autorzy przyjmują, że jednostka dysponująca dochodem y_i odczuwa alienację $a(\delta(y_i, y_{i'}))$ wobec jednostek z dochodem $y_{i'}$, gdzie $\delta(y_i, y_{i'})$ oznacza absolutny dystans $|y_i - y_{i'}|$.

² W przypadku analizy polaryzacji rozpatrywany jest tylko jeden atrybut, którym jest dochód.

³ Stosując podejście do grupowania obiektów wywodzące się z analizy taksonomicznej konstrukcja miar stopnia polaryzacji mogłyby opierać się na ocenie stosunku zróżnicowania międzygrupowego do zróżnicowania wewnątrzgrupowego (Panek i Zwierzchowski, 2013).

⁴ Autorzy wskazują, że przyjmowane przez nich założenie skutkuje pewną wadą proponowanej przez nich klasy miar polaryzacji. Lepszym rozwiązaniem byłoby operowanie klasami podobnych dochodów. Przyjęte przez nich rozwiązanie pozwala jednak na konstrukcję bardziej przejrzystego modelu opisującego zachowania jednostek.

pomiędzy logarytmami dochodów i -tej i i' -tej jednostki. Polaryzacja zatem rośnie wraz ze wzrostem heterogeniczności grup. ER zakładają, że pojęcie alienacji (podobnie jak pojęcie identyfikacji) jest doskonale symetryczne. Jednostka z niskim dochodem odczuwa taką samą alienację w stosunku do jednostki z wysokim dochodem, jak jednostka z wysokim dochodem w stosunku do jednostki z niskim dochodem. W następnym kroku ER łączą pojęcia identyfikacji i alienacji w ramach pojęcia tzw. efektywnego antagonizmu. Pojęcie to opisywane jest przez funkcję efektywnego antagonizmu $T(I, a)$, wyrażającą efektywny antagonizm i -tej jednostki względem i' -tej jednostki. Funkcja ta jest ciągła i ściśle rosnąca ze względu na argument a , gdy $(I, a) \geq 0$. Zakładają także, że $T(I, a) = 0$. Ostatecznie ER przyjmują, że całkowita polaryzacja społeczeństwa stanowi sumę efektywnych antagonizmów:

$$P(\pi, y) = \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i \pi_{i'} T(I(\pi_i)) a(\sigma(y_i, y_{i'})) \quad (1)$$

W celu otrzymania konkretnej miary polaryzacji należy dokonać wyboru postaci funkcji $T(\cdot, \cdot)$, $I(\cdot)$ oraz $a(\cdot)$. W tym celu ER formułują pewne aksjomaty. Przy ich spełnieniu oraz warunku niezmienniczości ze względu na rozmiar populacji indeks polaryzacji przyjmuje następującą postać:

$$ER(\pi, y) = K \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |y_i - y_{i'}| \quad (2)$$

gdzie:

K — stała, $K > 0$,
 $\alpha \in (0; 1,6)$.

Parametr α interpretowany jest jako stopień wrażliwości miary $ER(\pi, y)$ na polaryzację⁵.

Koncepcja miar polaryzacji ER została rozwinięta przez Estebana, Gradina i Raya (2007) (dalej EGR), poprzez wprowadzenie do analizy ciągłych rozkładów dochodów. Założyli oni, że rozkład dochodów opisuje ciągła zmienna losowa Y o funkcji gęstości $f(y)$ określona na skończonym przedziale $[a, b]$ z wartością średnią $\mu = 1$. Następnie przedział ten dzielą na k -rozłącznych przedziałów punktami $a = y_0 < \dots < y_k = b$. Przez dyskretną reprezentację rozkładu zmiennej losowej EGR rozumieją k -punktowy rozkład Y_k o postaci:

⁵ Jego znaczenie wyjaśnia, posługując się przykładem, w swoim opracowaniu Esteban (Piętań, 2015, s. 114). W praktyce najczęściej α przyjmowane jest z przedziału $[1; 1,6]$.

$$P(Y_k = \mu_i) = \pi_i \quad i=1, \dots, k \quad (3)$$

gdzie:

$$\pi_i = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y) dy \quad \mu_i = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} y f(y) dy \quad i=1, \dots, k \quad (4)$$

Indeks polaryzacji dany wzorem (2) przyjmuje przy tych założeniach następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |\mu_i - \mu_{i'}| \quad (5)$$

gdzie $\rho = (y_0, \dots, y_n; \pi_1, \dots, \pi_n; \mu_1, \dots, \mu_n)$.

Szereg rozdzielnicy rozkładu dochodów o k -klasach można utworzyć na wiele sposobów. Tym samym rozkład Y_k jest tylko jedną z możliwych aproksymacji rozkładu dochodów Y , która obarczona jest błędem identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. W związku z powyższym EGR zmodyfikowali swój indeks polaryzacji, uwzględniając błąd identyfikacji, który przyjął następującą postać:

$$EGR = (f(y), \alpha, \beta) = EGR(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f(y), \rho) \quad (6)$$

gdzie:

ε — błąd identyfikacji wyrażający rozproszenie dochodów jednostek wewnątrz grup, przyjmujący wartości z przedziału $[0, 1]$,

β — waga przypisana błędowi identyfikacji.

Następnie EGR, wykorzystując metody optymalnego grupowania (Aghevli i Mehran, 1981; Davies i Shorrocks, 1989), otrzymują taką reprezentację Y_k^* ⁶ rozkładu Y , która minimalizuje błąd identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. Błąd ten możemy wyrazić następująco:

$$\varepsilon(f(y), \rho^*) = G(f(y)) - G(\rho) = G - G_k^* \quad (7)$$

gdzie G, G_k^* — współczynniki Giniego, odpowiednio dla rozkładów Y oraz Y_k^* .

⁶ Ze względu na fakt, że indeks polaryzacji (6) obliczany jest na podstawie optymalnie dobranego rozkładu Y_k^* , ma on postać z gwiazdkami.

Współczynnik Giniego G obliczany jest na podstawie ciągłego rozkładu zmiennej losowej Y , czyli w praktyce na podstawie danych indywidualnych:

$$G + \frac{1}{n(n-1)\bar{y}_i} \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n |y_i - y_{i'}| \quad (8)$$

Ostatecznie indeks polaryzacji, obliczany na podstawie optymalnie dobranego rozkładu Y_k^* , ma postać:

$$\begin{aligned} EGR(f(y), \alpha, \beta) &= EGR(\alpha, \rho^*) - \beta(Gf(y) - G(\rho^*)) = \\ &= \sum_{i=1}^k \sum_{i'=1}^k \pi_i^{*1+\alpha} |\mu_i^* - \mu_{i'}^*| - \beta(G - G_k^*) \end{aligned} \quad (9)$$

Indeks ten przyjmuje wartości z przedziału $[0, 2]$. Im silniejsza polaryzacja rozkładu dochodów, tym wyższa wartość indeksu.

W sytuacji gdy $k=2$, tj. gdy założymy podział badanej populacji na dwie grupy, indeks (9) staje się indeksem bipolaryzacji i przyjmuje następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = [\pi^\alpha + (1-\pi)^\alpha] SP - \beta(G - SP) \quad (10)$$

gdzie SP — współczynnik Schutza-Pietry.

Współczynnik Schutza-Pietry jest miarą nierówności równą maksymalnej odległości pionowej funkcji Lorenza od linii egalitarnej (Kakwani, 1980; Panek, 2011):

$$SP = p - L(p) \quad (11)$$

gdzie:

p — wartość dystrybuanty rozkładu dochodów w punkcie p ,
 $L(p)$ — wartość funkcji Lorenza w punkcie p .

Współczynnik ten ma interpretację ekonomiczną (Kondor, 1971). Jeżeli badaną populację podzielimy na dwie podpopulacje w taki sposób, że w pierwszej z niej znajdują się wszystkie jednostki o dochodach mniejszych lub równych średnim dochodom w całej populacji, a w drugiej podpopulacji jednostki o dochodach powyżej tej średniej, to współczynnik Schutza-Pietry określa, jaki procent sumy dochodów wszystkich jednostek powinien być wytransferowany z drugiej grupy do pierwszej grupy, aby zlikwidować nierówności dochodowe.

Funkcję Lorenza możemy zdefiniować parametrycznie jako zbiór punktów $\{p = F(y), L(p) = F_1(y)\}$ dla każdej wartości parametru y (Kot, 2008, s. 108).

Z definicji funkcji Lorenza wynika, że przyporządkowuje ona każdej skumulowanej frakcji jednostek o dochodzie mniejszym od y , tj. $F(y)$, skumulowaną frakcję dochodów tych jednostek w dochodzie całkowitym, tj. $F_1(y)$. Gdy we wzorze (10) przyjmiemy, że $\alpha=1$ oraz $\beta=1$, to otrzymujemy następującą postać indeksu polaryzacji EGR :

$$EGR = 2SP - G \quad (12)$$

Powyższy indeks polaryzacji stanowi liniową kombinację miar nierówności. Pomimo że można go stosować przy badaniu stopnia polaryzacji w przypadku wielu biegunów, w praktyce stosowany jest jako miara bipolaryzacji, tzn. dla $k=2$ biegunów.

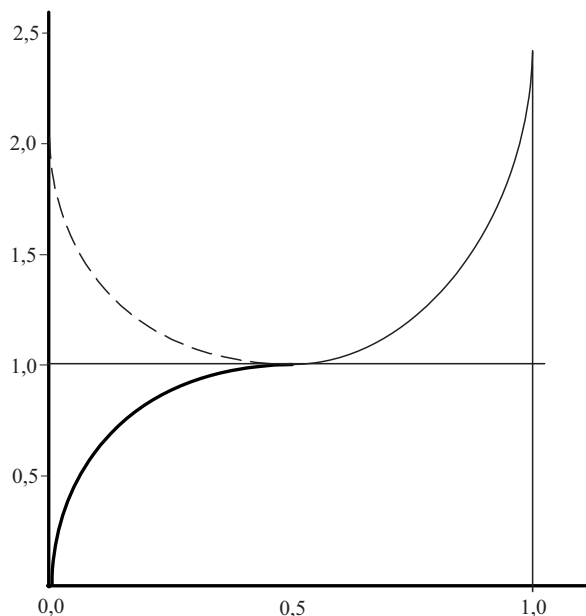
Indeks polaryzacji Wolfsona

Indeks polaryzacji Wolfsona (1994, 1997) opiera się na funkcji Lorenza. Punktem wyjścia koncepcji Wolfsona stanowi funkcja $k(p)$ zwana „paradą krasnali (i kilku olbrzymów)” (Pen, 1973). Funkcja ta jest odwrotnością dystrybuanty rozkładu dochodów. Koncepcję Wolfson wyprowadza z graficznej transformacji dystrybuanty rozkładu dochodów. Transformacja ta polega na „zamianie” osi na wykresie funkcji dystrybuanty w taki sposób, że częstotliwości badanej populacji są odkładane na osi poziomej, a dochody na osi pionowej. W efekcie otrzymujemy wykres funkcji „parady krasnali (i kilku olbrzymów)” Pena (wykr. 1). Dochody na osi pionowej dzielimy przez medianę dochodów. W wyniku otrzymujemy wykres znormalizowanej medianowej „parady”⁷, który następnie odcinamy w środkowym punkcie osi poziomej, czyli w punkcie odpowiadającym medianie rozkładu badanej populacji. W kolejnym kroku oś pionowa przesuwana jest w górę do punktu równego 1, odpowiadającego medianie badanej populacji. Następnie pierwsza połowa wykresu „parady” (dla 50% jednostek badanej populacji, których dochody są niższe od mediany) jest obracana względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1⁸. W efekcie otrzymujemy wykres krzywej polaryzacji (krzywej rozproszenia), składający się z dwóch segmentów leżących powyżej linii poziomej przechodzącej przez punkt 1 (wykr. 1). Krzywa ta pokazuje — dla danej frakcji badanej populacji — jak bardzo jej dochód (wyrażony w jednostkach równych medianie) odbiega od mediany (jak bardzo jest rozproszony (Wolfson, 1994, s. 335) wokół mediany). Im rozkład dochodów jest mniej rozproszony, co wskazuje na większą frakcję klasy środkowej, tym niżej położona jest krzywa polaryzacji (a wyżej krzywa Lorenza).

⁷ Gdy „paradę” podzielimy przez wartość dochodów, uzyskamy krzywą Lorenza (Wolfson, 1994, s. 355 i 356).

⁸ Dokonujemy, jak trafnie opisał to przekształcenie Kot (2008, s. 29), zwierciadlanego odbicia pierwszej połowy wykresu „parady” względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1.

Wykr. 1. ILUSTRACJA PIERWSZEJ KRZYWEJ POLARYZACJI WOLFSONA



Źródło: opracowanie własne na podstawie Wolfsona (1997).

Aby uwzględnić drugi z aspektów polaryzacji, jakim jest według Wolfsona bimodalność, który nie jest uwzględniany przez krzywą rozproszenia, dokonuje się prostej transformacji miary polaryzacji. Transformacja ta czyni ją wrażliwą na oba atrybuty rozkładu — rozproszenie względem środka rozkładu oraz bimodalność. Wolfson wykorzystuje w tym celu koncepcję przechodzenia od dominacji stochastycznej pierwszego rzędu do dominacji stochastycznej drugiego rzędu (Wolfson, 1997, s. 406; Deaton, 2000, s. 160—162). Od strony formalnej całkuje on krzywą rozproszenia zarówno na lewo, jak i na prawo od punktu środkowego na prostej przechodzącej przez punkt 1, otrzymując w ten sposób skalarną miarę polaryzacji.

Miarę polaryzacji Wolfsona można także przedstawić geometrycznie. Indeks polaryzacji Wolfsona wyraża pole powierzchni pomiędzy funkcją Lorenza rozkładu dochodów a styczną do niej w punkcie $p=1/2$ odpowiadającym medianie tego rozkładu ($p = F(Me)$). Tak zdefiniowaną miarę polaryzacji możemy przedstawić za pomocą następującego wzoru:

$$W^* = \left(T - \frac{G}{2} \right) \frac{\mu}{Me} \quad (13)$$

gdzie:

$$T = 0,5 - L(0,5) \quad (14)$$

Aby indeks polaryzacji przyjmował wartość z przedziału $[0, 1]$, należy czterokrotnie zwiększyć wartość W^* , otrzymując ostatecznie indeks W o postaci:

$$W = 2(2T - G) \frac{\mu}{Me} \quad (15)$$

Indeks W przyjmuje wartość zero w przypadku rozkładu egalitarnego oraz jeden przy maksymalnej bipolaryzacji rozkładu.

Główną różnicę pomiędzy miarą polaryzacji Wolfsona i miarą polaryzacji *EGR* stanowi sposób wyboru punktu centralnego rozkładu dochodów, dzielącego badaną populację na dwie części. Miara Wolfsona za punkt graniczny przyjmuje medianę, a miara *EGR* średnią arytmetyczną rozkładu.

Indeks polaryzacji Morrisa-Bernhardta-Handcocka

Inne podejście do pomiaru stopnia polaryzacji ekonomicznej zaproponowali Morris, Bernhardt i Handcock (1994). Opiera się ono na porównaniu rozkładu dochodów w roku podstawowym i w roku badanym. Tworzony jest w tym celu relatywny rozkład dochodów. Aby wyeliminować wpływ na indeks polaryzacji przesunięcia w analizowanym rozkładzie dochodów w porównywanych okresach, dochody w roku badanym powinny być wstępnie podzielone przez stopę wzrostu mediany dochodu w badanym okresie (w przypadku deflacji stopę jej spadku):

$$Me_{t=1/t=0}(y) = \frac{Me_{t=1}(y)}{Me_{t=0}(y)} \quad (16)$$

Rozkład dochodów możemy rozbić na liczbę kwantyli równą liczbie badanych jednostek. Jeżeli przez r oznaczymy rząd kwantyla przyporządkowany uporządkowanym niemalejąco wartościom dochodów w roku podstawowym, to relatywny rozkład dochodów dla badanego roku $t=1$ definiuje następująca funkcja gęstości dla kwantyla rzędu r (Morris, Bernhardt i Handcock, 1994, s. 209) (dalej MBH):

$$g_{t=1}(r) = \frac{f_{t=1}(y)}{f_{t=0}(y)} \quad 0 < r \leq 1 \quad (17)$$

gdzie $f_{t=1}(y)$, $f_{t=0}(y)$ — funkcje gęstości rozkładów dochodów skorygowanych stopą zmian mediany, odpowiednio w roku badanym ($t=1$) i w roku podstawowym ($t=0$).

Relatywny rozkład dochodów $g_{t=1}(r)$ reprezentuje stosunek wartości funkcji gęstości przy poziomie dochodów y w roku badanym do wartości funkcji gęstości dla tego samego poziomu dochodów w roku podstawowym. Dystrybuenta relatywnego rozkładu dochodów może być wtedy zdefiniowana następująco:

$$G_{t=1}(r) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(y)) \quad 0 < r \leq 1 \quad (18)$$

gdzie $F_{t=1}^{-1}(y)$ — funkcja odwrotna dystrybenty rozkładu dochodów z roku podstawowego.

MBH proponują następującą ogólną postać relatywnego medianowego indeksu polaryzacji, sumując wszystkie zmiany w relatywnym rozkładzie dochodów:

$$MBH_{t=1} = 4 \int_0^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (19)$$

Taki indeks jest sumą relatywnych gęstości rozkładu dochodów badanej populacji przy poziomie dochodu y w roku badanym $t=1$, ważonych absolutnymi różnicami pomiędzy rzędami kwantyli jednostek w roku podstawowym i medianą $\left| r - \frac{1}{2} \right|$. Tym samym waga relatywnych gęstości rośnie wraz z przesuwaniem się kwantyli do „ogonów” rozkładu dochodów. Od strony technicznej całka we wzorze (19) jest średnim odchyleniem relatywnego rozkładu dochodów od rozkładu jednostajnego. Stałe we wzorze (19) powodują takie przeskalowanie indeksu, że przyjmuje on wartości z przedziału $[-1; 1]$. Wartość 0 indeksu mówi o braku zmian w polaryzacji dochodowej. Wartości dodatnie indeksu wskazują na wzrost polaryzacji dochodowej, a wartości ujemne na jej spadek.

Wzór (19) jest dekomponowalny na indeksy opisujące zmiany relatywnego rozkładu dochodów w jego górnej i dolnej części (powyżej i poniżej mediany rozkładu):

$$MBH_{t=1}^+ = 8 \int_{\frac{1}{2}}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (20)$$

oraz

$$MBH_{t=1}^- = 8 \int_0^{\frac{1}{2}} \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (21)$$

Indeksy te tworzą liniową dekompozycję indeksu *MBH*:

$$MBH_{t=1} = \frac{1}{2} MBH_{t=1}^+ + \frac{1}{2} MBH_{t=1}^- \quad (22)$$

Dystrybuenta relatywnego rozkładu dochodów (18), co jest ważne z praktycznego punktu widzenia, może zostać zdefiniowana zarówno dla rozkładu ciągłego, jak i dla rozkładu skokowego. Jeżeli podzielimy analizowaną populację na Q rozłącznych grup kwantylowych, to i -ty kwantyl rzędu q , $q(i)$ wyznacza taką wartość dochodów y_i , dla której skumulowane frakcje rozkładu dochodów równe są $\frac{i}{Q}$:

$$F_{t=0}(q_i(i)) = \frac{i}{Q} \text{ lub } q_i(i) = F_{t=0}^{-1}\left(\frac{i}{Q}\right) \quad i=1, 2, \dots, Q \quad (23)$$

Dystrybuentę relatywnego rozkładu dochodów, przy podziale tego rozkładu na grupy kwantylowe, dla kwantyla rzędu q możemy wtedy przedstawić jako:

$$G_{t=1}(q) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(q)) = F_{t=1}(q_{t=0}(i)) \quad (24)$$

gdzie $q_{t=0}(i)$ — wartość i -tego kwantyla rzędu q w roku podstawowym.

Możemy ją interpretować jako frakcję jednostek w okresie badanym, których dochody są mniejsze od wartości i -tego kwantyla rzędu q w roku podstawowym.

Odpowiednikiem relatywnej funkcji gęstości $g_{t=1}(r)$ jest stosunek frakcji jednostek w roku badanym do frakcji jednostek w roku podstawowym w każdym z kwantyli rozkładu dochodów:

$$g_{t=1}(q(i)) = \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{i}{Q}} \quad i=2, \dots, Q \quad (25)$$

Stanowi on miarę zmiany frakcji badanych jednostek w danym kwantylu rozkładu dochodów w badanym okresie czasu.

Ogólna formuła medianowego relatywnego indeksu polaryzacji dla danych pogrupowanych w grupy kwantylowe przyjmuje postać:

$$\begin{aligned}
 MBH_{t=1}(Q) &= \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot (g_{t=1}(q(i))) - \frac{Q}{Q-2} = \\
 &= \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{1}{Q}} - \frac{Q}{Q-2} \quad i = 2, \dots, Q
 \end{aligned} \quad (26)$$

Wartości dodatnie indeksu świadczą o przejściu jednostek w badanym okresie z kwantyli środkowych do kwantyli bardziej oddległych od centrum rozkładu (wzrost częstości jednostek w kwantylach leżących w „ogonach” rozkładu), czyli o wzroście stopnia polaryzacji ekonomicznej w badanym okresie. Wartości ujemne indeksu wskazują na zmniejszenie się stopnia polaryzacji rozkładu dochodów w badanym okresie, czyli świadczą o przechodzeniu jednostek z kwantyli bardziej oddalonych od centrum rozkładu (mediany rozkładu) do kwantyli położonych bliżej centrum. Element $\left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right|$ określa wagę przypisywaną zmianom frakcji badanych jednostek w poszczególnych kwantylach rozkładu dochodów w badanym okresie. Waga ta jest tym większa, im bardziej dany kwantyl jest oddalony od środka rozkładu (mediany rozkładu).

POLARYZACJA EKONOMICZNA W POLSCE W UKŁADZIE OGÓLNOKRAJOWYM

Charakterystyka danych

Podstawą analizy polaryzacji ekonomicznej w Polsce w latach 2000—2014 są dane statystyki publicznej z badań budżetów gospodarstw domowych (GUS, 2015). Badania te prowadzone są metodą reprezentacyjną, która umożliwia uogólnienie, z odpowiednią precyzją, uzyskanych wyników zarówno na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju, jak i w województwach.

Kategorią dochodów stosowaną w badaniu były miesięczne realne dochody rozporządzalne netto gospodarstw domowych. Dochód ten stanowi suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych płaconych przez płatnika w imieniu podatnika, o podatki z własności i podatki płacone przez osoby pracujące na własny rachunek oraz o składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne. Miesięczne dochody netto gospodarstw domowych w poszczególnych latach wyrażono w cenach stałych z 2014 r. poprzez ich urealnienie odpowiednimi wskaźnikami cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Aby dochód gospodarstwa domowego prawidłowo spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb porównywalnego dla gospodarstw domowych o różnej liczebności i składzie demograficznym, został on skorygowany ze względu na poziom ich potrzeb. Korygowano go dzieląc dochody gospodarstw domowych przez odpowiadające im skale ekwiwalentności. Skala ekwiwalentności dla typu gospodarstwa domowego mówi, ile razy należałoby zmniejszyć (zwiększyć) jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom zaspokojenia potrzeb co gospodarstwo domowe standardowe, stanowiące punkt odniesienia porównań (Panek, 2011, s. 43—56).

W analizach dochodów gospodarstw domowych zastosowano skalę OECD. Parametrami uwzględnianymi w szacunku tych skal są liczba osób dorosłych oraz liczba dzieci⁹ w gospodarstwie domowym. Dla pierwszej osoby dorosłej w gospodarstwie skala ekwiwalentności przyjmuje wartość 1, co oznacza, że gospodarstwem domowym standardowym, stanowiącym punkt odniesienia, jest gospodarstwo domowe jednoosobowe. Kolejnym osobom dorosłym w gospodarstwie domowym przyporządkowuje się wartość 0,7, a każdemu dziecku wartość 0,5. Skala ekwiwalentności danego gospodarstwa domowego jest równa sumie skal ekwiwalentności jego członków.

Nierówności dochodowe

Z punktu widzenia analizy polaryzacji ekonomicznej interesujące są zmiany w czasie nierówności rozkładu dochodów gospodarstw domowych (tabl. 1). Do pomiaru nierówności dochodowych wykorzystano współczynniki Giniego (8), Schutza-Pietry (11) oraz miarę opartą na współczynniku zmienności¹⁰, tj. $V^2(y)/2$ (Cowell, 1980).

Nierówności dochodowe mierzone dwoma pierwszymi współczynnikami utrzymywały się w badanych latach na mniej więcej stałym poziomie. Najwyższe wartości powyższe współczynniki przyjęły w 2010 r. Znaczący skok nierówności dochodowych wystąpił także w 2002 r. Począwszy od 2010 r. obserwujemy stały spadek nierówności dochodowych, przy czym najsilniejszy w ostatnim roku badania. Ostatecznie w badanym okresie rozważane nierówności dochodowe nie uległy znaczącym zmianom.

Znacznie wyraźniejszy obraz zmian nierówności dochodowych obrazuje trzecia z miar wykorzystująca współczynnik zmienności. Szczególnie znaczące wzrosty nierówności dochodowych mierzonych tym współczynnikiem zaznaczyły się w latach 2008, 2010, 2012 i 2013. W ostatnim roku badania obserwowano spadek nierówności dochodowych. Trzeci ze stosowanych wskaźników nierówności wskazuje z kolei na znaczący spadek nierówności analizowanego rozkładu dochodów w latach 2000—2014.

⁹ Za dzieci uważa się osoby, które nie ukończyły w momencie badania 14 lat.

¹⁰ Mierzy on odchylenie dochodów od wartości przeciętnej dochodów, w przeciwieństwie od dwóch pierwszych miar opierających się na odchyleniach od rozkładu egalitarnego.

TABL. 1. MIARY NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

L a t a	Współczynniki		
	Giniego <i>G</i>	Schutza-Pietry <i>SP</i>	$V^2(y)/2$
2000	0,3069	0,2142	0,3634
2001	0,3046	0,2133	0,2586
2002	0,3140	0,2201	0,4013
2003	0,3184	0,2237	0,2847
2004	0,3190	0,2237	0,2969
2005	0,3193	0,2239	0,3438
2006	0,3155	0,2214	0,2955
2007	0,3177	0,2226	0,3853
2008	0,3153	0,2219	0,4733
2009	0,3125	0,2195	0,3037
2010	0,3206	0,2249	0,6552
2011	0,3158	0,2215	0,3294
2012	0,3156	0,2208	0,3401
2013	0,3146	0,2195	0,5104
2014	0,3052	0,2132	0,2971

Ź r ó ł o: opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Zanikanie klasy środkowej w Polsce

Analiza zanikania środkowej klasy dochodów wymaga uprzedniego zdefiniowania granic tej klasy g_1 i g_2 , tzn. utworzenia lewostronnie domkniętego przedziału dochodów klasy środkowej $[g_1, g_2)$, a następnie obliczenie frakcji gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych należących do klasy środkowej. W analizie zanikania klasy środkowej jako dolną granicę g_1 dochodów klasy środkowej przyjęto 1071 zł, czyli minimum socjalne gospodarstwa domowego pracowniczego, ustalone przez Instytut Pracy i Polityki Społecznej dla 2014 r. Jako górną granicę dochodów klasy środkowej przyjęto wartość 5610 zł, a więc wartość netto dochodów stanowiących dolną granicę drugiego progu podatkowego podatków od osób fizycznych w 2014 r.¹¹

Dla ustalonych klas środkowych obliczono frakcje należących do nich gospodarstw domowych w latach 2000—2011 (tabl. 2).

TABL. 2. FRAKCJE GOSPODARSTW DOMOWYCH W KLASIE ŚRODKOWEJ W POLSCE

L a t a	w_i
2000	0,4889
2001	0,4978
2002	0,5001
2003	0,5091
2004	0,5330
2005	0,5386
2006	0,5986

¹¹ Jest to poziom dochodów netto powszechnie przyjmowany jako granica „bogactwa” w Polsce w analizach empirycznych.

TABL. 2. FRAKCJE GOSPODARSTW DOMOWYCH W KLASIE ŚRODKOWEJ W POLSCE (dok.)

L a t a	w_i
2007	0,6479
2008	0,6964
2009	0,7201
2010	0,7395
2011	0,7361
2012	0,7337
2013	0,7481
2014	0,7744

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W badanym okresie możemy wyróżnić trzy podokresy zmian frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej. W latach 2000—2010 obserwujemy stały wzrost frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej, przy czym szczególnie silny w latach 2005—2010. W kolejnych dwóch latach nastąpił nieznaczny spadek wielkości frakcji klasy środkowej. Natomiast w ostatnich dwóch latach zaznaczył się jednak dalszy dynamiczny wzrost frakcji klasy środkowej. Rozpatrując cały badany okres, stwierdzamy wyraźny wzrost frakcji klasy środkowej w Polsce. Jej udział w całej populacji gospodarstw domowych zwiększył się z 48,9% w 2000 r. do 77,4% w 2014 r.

Polaryzacja ekonomiczna w Polsce w latach 2000—2014

Polaryzacja ekonomiczna mierzona indeksami Wolfsona i Estebana-Gradina-Raya

Proces bipolaryzacji ekonomicznej w Polsce został w pierwszym etapie przeanalizowany za pomocą indeksu Wolfsona (W) zdefiniowanego wzorem (15) oraz indeksu EGR opisanego wzorem (12). Wartości tych indeksów zamieszczono w tabl. 3.

TABL. 3. INDEKSY POLARYZACJI WOLFSONA I ESTEBANA-GRADINA-RAYA DLA ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

L a t a	Indeks Wolfsona W	Indeks Estebana-Gradina-Raya EGR
2000	0,2389	0,1216
2001	0,2408	0,1220
2002	0,2471	0,1262
2003	0,2519	0,1290
2004	0,2587	0,1284
2005	0,2608	0,1284
2006	0,2594	0,1273
2007	0,2528	0,1275
2008	0,2532	0,1285
2009	0,2511	0,1264
2010	0,2528	0,1293
2011	0,2512	0,1273
2012	0,2474	0,1260
2013	0,2468	0,1245
2014	0,2415	0,1212

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Oba indeksy wskazują na podobne, chociaż nieidentyczne, trendy zmian stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w latach 2000—2014. Zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej w tym okresie wykazuje przy tym wyraźniej indeks Wolfsona niż indeks *EGR*. W pierwszym podokresie badanych lat obserwujemy znaczny wzrost polaryzacji ekonomicznej. W przypadku indeksu Wolfsona wzrost ten trwał do 2005 r., a indeksu *EGR* — do 2003 r. W kolejnych latach zaznaczył się w zasadzie trend spadkowy polaryzacji ekonomicznej w Polsce, szczególnie wyraźny od 2011 r. Trend ten był zakłócany krótkimi okresami wzrostu polaryzacji w 2008 r. (w przypadku wskazań przez indeks *EGR* także w 2009 r.) i w 2010 r. Ostatecznie indeks *W* wskazuje na nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w badanym okresie (wzrost wartości indeksu o ponad 1%), a indeks *EGR* na — w zasadzie — brak zmian.

Należy zwrócić uwagę na podobieństwo zmian polaryzacji w Polsce do zmian nierówności. Po przystąpieniu Polski do UE następuje w zasadzie odwrócenie rosnących trendów tych zjawisk i spadek zarówno stopnia polaryzacji ekonomicznej, jak i nierówności ekonomicznych¹². Nie można jednak na tej podstawie rozstrzygnąć, w jakim stopniu wpływ na te zjawiska miała akcesja Polski do UE.

Polaryzacja ekonomiczna mierzona indeksem Morrisa-Bernhardta-Handcocka

Przy pomiarze polaryzacji ekonomicznej w Polsce za pomocą indeksu Morrisa-Bernhardta-Handcocka (*MBH*) przyjęto podział badanej populacji gospodarstw domowych na grupy decylowe. Innymi słowy, analizowano zmiany liczebności grup decylowych, ustalonych dla roku stanowiącego podstawę porównań w roku badanym, za pomocą indeksu *MBH* zdefiniowanego wzorem (26), w którym $i=10$.

Analizie poddano zarówno polaryzację w całym badanym okresie, jak i dla lat 2000—2005 oraz 2006—2014. Ponadto dokonano oceny polaryzacji ekonomicznej, dla wyróżnionych okresów, oddzielnie dla górnej i dolnej części rozkładu rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych (powyżej oraz poniżej mediany rozkładu dochodów gospodarstw domowych). Wartości indeksu *MBH* dla wszystkich wariantów analizy zawiera tabl. 4.

TABL. 4. INDEKSY POLARYZACJI MORRISA-BERNHARDTA-HANDCOCKA DLA ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

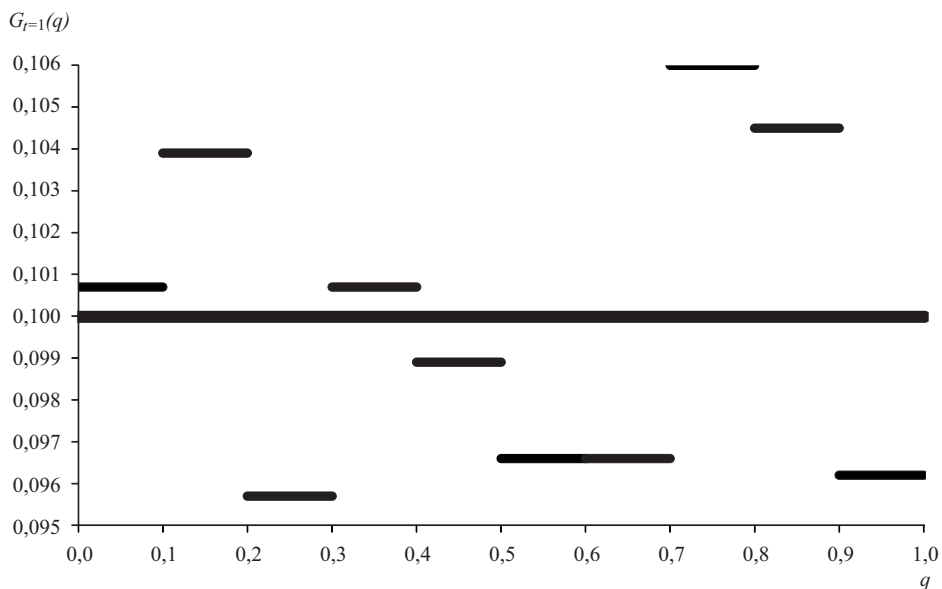
Indeks	Indeks Morrisa-Bernhardta-Handcocka		
	2000—2014	2000—2005	2006—2014
<i>MBH</i> $p=10$	0,0069	0,0401	–0,0255
<i>MBH</i> $^-p=10$	0,0068	0,0388	–0,0215
<i>MBH</i> $^+p=10$	0,0071	0,0413	–0,0295

Źródło: jak przy tabl. 1.

¹² W analizach empirycznych dotyczących Polski uwzględniono dodatkowo podział badanego okresu 2000—2014 na dwa podokresy: 2000—2005 i 2006—2014. Przyjęliśmy, że dopiero od 2006 r. mógł być w większym stopniu widoczny wpływ akcesji Polski do UE na stopień polaryzacji ekonomicznej.

W okresie 2000—2014 nastąpił nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji ekonomicznej nie tylko w ujęciu ogólnym (rozpatrując cały rozkład dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych), ale także dla górnej i dolnej części rozkładu dochodów ekwiwalentnych o podobnej sile. Zdecydowanie niekorzystna jest przy tym polaryzacja w dolnej części rozkładu, świadcząca o zwiększeniu się w 2014 r. liczebności gospodarstw domowych w dolnych grupach decylowych rozkładu dochodów z 2000 r., czyli o relatywnym zubożeniu dolnej grupy gospodarstw domowych. Jednocześnie zwiększyła się także liczebność gospodarstw domowych w górnych grupach decylowych. Jest to zjawisko pozytywne i świadczy o wzroście zamożności grupy gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych wyższych od mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych w 2000 r. Na te zmiany miała wpływ silna polaryzacja ekonomiczna zaobserwowana dla okresu 2000—2005. Polaryzacja ta była przy tym silniejsza dla grupy gospodarstw domowych należących do grupy zamożnej — liczebność decyli w górnej części rozkładu zwiększyła się przeciętnie bardziej niż w dolnej części rozkładu. W latach 2006—2014 nastąpiło zjawisko konwergencji. Było ono przy tym silniejsze dla grupy gospodarstw o dochodach ekwiwalentnych należących do wyższych grup decylowych w 2000 r. niż dla grup gospodarstw należących wtedy do niższych grup decylowych.

Wykr. 2. WZGLĘDNY ROZKŁAD MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE



Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania budżetów gospodarstw domowych.

Obserwację zmian liczebności gospodarstw domowych w grupach decylowych w latach 2000—2014 umożliwia analiza wykr. 2. Wartości dystrybucyjne

relatywnych rozkładów dochodów ekwiwalentnych ($G_{t=1}(q)$) dla kolejnych decyli są odsetkami gospodarstw domowych z danej grupy decylowej w 2000 r. w roku 2014. W sytuacji gdy są one równe 0,1, oznacza to brak zmian odsetka gospodarstw domowych w danej grupie decylowej z 2000 r. w roku 2014. Wartości powyżej 0,1 oznaczają wzrost odsetka gospodarstw domowych w danej grupie decylowej, a poniżej 0,1 — spadek tego odsetka.

Zmiany liczebności grup decylowych gospodarstw domowych z 2000 r. w roku 2014 nie były zbyt duże i nie przekraczały 11% liczebności grupy decylowej. W przypadku dolnej części rozkładu dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych obserwujemy wzrost liczebności trzech grup decylowych z 2000 r. w 2014 r., w tym dwóch skrajnych. Z kolei w górnej części rozkładu nastąpił w 2014 r. wzrost liczebności grup decylowych gospodarstw domowych z 2000 r. w 8. i 9. grupie decylowej i spadek w trzech pozostałych grupach.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza empiryczna zmian frakcji klasy środkowej gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000—2014 wskazuje na wyraźny jej wzrost.

Oceny przebiegu polaryzacji ekonomicznej w latach 2000—2014 za pomocą różnych formuł indeksów polaryzacji nie dają tych samych wyników ze względu na różny sposób ich konstrukcji. Zastosowane w analizie indeksy polaryzacji wskazują na nieznaczny wzrost tej polaryzacji (indeksy W i MBH) lub też brak zmian stopnia polaryzacji (indeks EGR).

Kierunek zmian stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w badanym okresie nie jest zgodny z kierunkiem zmian nierówności dochodowych, które nieznacznie spadły. Potwierdza to wcześniej sformułowany pogląd podzielany przez wielu ekonomistów, że procesowi polaryzacji nie zawsze musi towarzyszyć zwiększanie się nierówności. Innymi słowy, polaryzacja ekonomiczna nie jest tym samym zjawiskiem co nierówności dochodowe. Należy jednak podkreślić, że zarówno zmiany stopnia polaryzacji, jak i stopnia nierówności były w badanym okresie nieznaczne.

Uzyskane w analizie polaryzacji ekonomicznej rezultaty wskazują na duże znaczenie dla oceny przebiegu tego procesu i sposobu konstrukcji indeksów polaryzacji, w tym wyboru rozkładu odniesienia.

prof. dr hab. Tomasz Panek — SGH

LITERATURA

- Aghevli, B.B., Mehran, F. (1981). Optimal Grouping of Income Distribution Data. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, s. 22—26.
- Anderson, G. (2004). Toward an Empirical Analysis of Polarization. *Journal of Econometrics*, vol. 122, no.1, s. 1—26.

- Banerjee, A., Duflo, E. (2008). What is Middle Class about the Middle Classes around the World?, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, no. 2, s. 3—28.
- Cowell, F. (1980). On the Structure of Additive Inequality Measures. *Review of Economic Studies*, vol. 47, no. 3, s. 521—531.
- Davies, J.B., Shorrocks, A.F. (1989). Optimal Grouping of Income and Wealth Data. *Journal of Econometrics*, vol. 42, s. 97—108.
- Deaton, A. (2000). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press (Published for the World Bank).
- Duclos, J.-Y., Esteban, J., Ray, D. (2004). Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica*, vol. 72, no. 6, s. 1737—1772.
- Esteban, J., Gardin, C., Ray, D. (2007). Extension of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries. *Journal of Economic Inequality*, vol. 5, no. 1, s. 1—19.
- Esteban, J., Ray, D. (1994). On the Measurement of Polarization. *Econometrica*, vol. 62, no. 4, s. 819—852.
- GUS (2015). *Budżety gospodarstw domowych w 2014 r.*, Warszawa: GUS.
- Horrighan, H., Haugen, S. (1988). The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis. *Monthly Labour Review*, vol. 111, s. 3—13.
- Kakwani, N.C. (1980). *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*. Oxford University Press, New York, Oxford, London.
- Keefer, P., Knack, S. (2002). Polarization, Politics and Property Rights: Links Between Inequality and Growth. *Public Choice*, vol. 111, s. 127—154.
- Kharas, H., Gertz, G. (2010). The New Global Middle Class: A Cross-Over from West to East. W: Cheng Li (red.), *China's Emerging Middle Class: Beyond Economic Transformation*, Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Kondor, Y. (1971). An Old-New Measure of Income Inequality. *Econometrica*, vol. 39, no. 6, s. 1041 i 1042.
- Kot, S.M. (2008). *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kuttner, B. (1983). The Declining Middle. *The Atlantic Monthly*, vol. 108, no. 1, s. 60—72.
- Morris, M., Bernhardt, A.D., Handcock, M.S. (1994). Economic Inequality: New Methods for New Trends. *American Sociological Review*, vol. 59, no. 2, s. 205—219.
- Panek, T. (2011). *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Panek, T., Zwierchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Pen, J. (1973). A Parade of Dwarfs (and a Few Giants). W: A.B. Atkinson (red.), *Wealth Income and Inequality*, Penguin, Middlesex.
- Piętak, Ł. (2015). Polaryzacja ekonomiczna w Hiszpanii w latach 1955—2013. *Ekonomista*, nr 1, s. 114—128.
- Rosenthal, N. (1985). The Shrinking Middle Class: Myth or Reality? *Monthly Labour Review*, vol. 108, no. 3, s. 3—19.
- Thurow, L. (1984). The Disappearance of the Middle Class. *New York Times*, vol. 133, February 5, section 3(2).
- Wolfson, M.C. (1994). When Inequalities Diverge. *American Economic Review*, vol. 84, Papers and Proceedings, s. 353—358.
- Wolfson, M.C. (1997). Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results. *Review of Income and Wealth*, vol. 43, no. 4, s. 401—421.

Summary. *The aim of this article is the evaluation whether social and economic policy implemented after the Polish accession to the European Union led to a reduction in income disparities of households in Poland. Variations of those disparities were analyzed by assessing changes in the degree of economic polarization. In addition, changes in income inequality were evaluated. Analyses of changes in the degree of income polarization and income inequality of households in Poland were carried out for the years 2000—2014. In the analysis of the polarization process polarization indices were applied and changes in income inequality were analyzed using inequality coefficients.*

Keywords: economic polarization, income inequalities, middle class declining.

Jadwiga ZARÓD

Zróżnicowanie podregionów Polski ze względu na zagrożenie ubóstwem¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest pokazanie zróżnicowania rozwoju podregionów w Polsce ze względu na wybrane cechy oraz charakterystyka obszarów najbardziej zagrożonych ubóstwem.*

Podregiony Polski opisano przy użyciu danych dotyczących 2013 r., opisujących warunki ekonomiczne, społeczne i mieszkaniowe ludności oraz jej aktywność zawodową. Dane te poddano standaryzacji oraz — wykorzystując funkcję dyskryminacyjną — zgrupowano podregiony w 7 obszarach. Obszar I i II, na podstawie wartości funkcji dyskryminacyjnej, zaliczono do zagrożonych ubóstwem i wykluczeniem społecznym. Następnie dla każdego obszaru oszacowano funkcje klasyfikacyjne. Dany podregion przyporządkowano do obszaru, w przypadku którego ma on największą wartość klasyfikacyjną. Stwierdzono, że największy wpływ na ostateczny podział podregionów miały następujące wskaźniki: stopa bezrobocia, liczba ludności przypadającej na 1 zatrudnionego oraz przeciętna powierzchnia mieszkania.

Słowa kluczowe: analiza dyskryminacyjna, ubóstwo, podregiony.

JEL: C12, C15, C38

We wszystkich definicjach występujących w literaturze przedmiotu termin „ubóstwo” określa niezaspokojenie podstawowych potrzeb. Brak wystarczającej ilości pieniędzy i zasobów materialnych to ubóstwo ekonomiczne (Panek, 2014). Według Sena (1992) ubóstwo to nie tylko brak dochodów, ale niezdolność do pełnowartościowego życia spowodowana niedostatkami środków ekonomicznych. Townsend i Gordon (2000) zdefiniowali pojęcie ubóstwa jako niezdolność

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

do uczestnictwa w zwykłej aktywności i do życia na poziomie przeciętnym w danej społeczności. Definicja ta oznacza również wykluczenie społeczne. Zgodnie z *Narodową Strategią Integracji Społecznej dla Polski* wykluczenie społeczne to *brak lub ograniczenie możliwości uczestnictwa, wpływania i korzystania z podstawowych instytucji publicznych i rynków, które powinny być dostępne dla wszystkich, a szczególnie dla osób ubogich*², a więc jest to *sytuacja uniemożliwiająca lub znacznie utrudniająca jednostce lub grupie zgodne z prawem pełnienie ról społecznych, korzystanie z dóbr publicznych i infrastruktury społecznej, gromadzenie zasobów i zdobywanie dochodów w godny sposób*³.

Na temat ubóstwa i wykluczenia społecznego w Polsce powstało wiele opracowań, m.in. Golinowska (2010) badała ten problem w kraju w okresie minionych 20 lat. Szukiełojć-Bieńkuńska (2011) analizowała ubóstwo w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej. Strategię przeciwdziałania ubóstwu i wykluczeniu społecznemu przedstawił Szarfenberg (2012). Urząd Statystyczny w Poznaniu (2014), za pomocą estymacji pośredniej, przeprowadził analizę terytorialnego zróżnicowania zasięgu ubóstwa podregionów w Polsce. Badaniem poziomu życia ludności poszczególnych podregionów Polski w zakresie wybranych wskaźników zajmowała się również Winiarczyk-Rażniak (2014). Wskazała ona na pogarszanie się poziomu życia w podregionach wokół największych polskich miast. Według Nazarczuka (2013) podregiony położone we wschodniej i południowo-wschodniej części kraju charakteryzuje niższy poziom życia oraz niższy potencjał rozwojowy i inwestycyjny.

Artykuł jest próbą wykorzystania metod taksonomicznych (analizy dyskryminacyjnej) do klasyfikacji podregionów Polski pod względem poziomu rozwoju. Celem opracowania jest identyfikacja zróżnicowania rozwoju podregionów Polski i charakterystyka obszarów ze szczególnym uwzględnieniem problematyki zagrożenia ubóstwem.

METODYKA BADAŃ

Analiza dyskryminacyjna wymaga wstępnej klasyfikacji jednostek (obserwacji) do grup na podstawie wybranych zmiennych diagnostycznych. Liczbę grup można ustalić na podstawie reguły (Sobczyk, 2015):

$$l = 1 + 3,322 \log n$$

gdzie $n = 66$ — liczba podregionów⁴.

² *Narodowa Strategia Integracji Społecznej dla Polski* z 2003 r., s. 22, www.fundusze-strukturalne.gov.pl/informator/npr2/dokumenty-strategiczne/Narodowa-Strategia-Integracji-Spolecznej.pdf. Pobrano 5.06.2015 r.

³ Frąckiewicz (2005), s. 11.

⁴ Wykorzystano dane dotyczące podregionów obowiązujących w 2013 r. Od 2015 r. rozporządzeniem Rady Ministrów z 3 XII 2014 r. (Dz. U. z 31 XII 2014 r. poz. 1992) wprowadzono podział Polski na 72 podregiony (NTS 3).

W analizie dyskryminacyjnej zakłada się, że dane (ujęte w postaci zmiennych) muszą reprezentować próbę z wielowymiarowego rozkładu normalnego (Krzyśko, 1990). Do oceny normalności rozkładu można wykorzystać metodę graficzną (histogramy rozkładu normalnego) lub testy, np. χ^2 czy Kołmogorowa-Smirnowa (Krzyśko, 2004). Przed oszacowaniem funkcji dyskryminacyjnych dane wejściowe należy poddać standaryzacji (Zeliaś, 2000), aby uniezależnić wyniki analiz od jednostek pomiaru poszczególnych zmiennych.

Liniowe funkcje dyskryminacyjne mają postać (Krzyśko, 1990):

$$D = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k$$

gdzie:

b_0 — stała,

b_k — współczynniki zmiennych dyskryminacyjnych,

x_k — zmienne dyskryminacyjne.

Maksymalna liczba oszacowanych funkcji jest równa liczbie grup minus jeden lub liczbie zmiennych w analizie.

Moc dyskryminacyjną modelu określa współczynnik Lambda Wilksa zdefiniowany jako:

$$\lambda = \frac{\det G}{\det(G + H)}$$

gdzie:

G — macierz wewnątrzgrupowej wariancji i kowariancji,

H — macierz międzygrupowej wariancji i kowariancji.

Współczynnik ten przyjmuje wartości z przedziału $[0; 1]$. Im niższa wartość statystyki λ , tym wyższa zdolność dyskryminacyjna modelu. Z kolei do oceny zdolności dyskryminacyjnej poszczególnych zmiennych diagnostycznych wykorzystuje się cząstkowy współczynnik Lambda Wilksa:

$$\lambda_j^{cz} = \frac{\lambda'}{\lambda_0}$$

gdzie:

λ' — wartość współczynnika Lambda Wilksa dla modelu po wprowadzeniu do niego j -tej zmiennej, $j=1, 2, \dots, k$,

λ_0 — wartość współczynnika Lambda Wilksa dla modelu przed wprowadzeniem do niego j -tej zmiennej, $j=1, 2, \dots, k$.

Współczynnik λ_j^z zawiera się w granicach $[0; 1]$ i opisuje udział j -tej zmiennej w dyskryminacji grupy. Bliska zeru wartość tego współczynnika świadczy o dużym wkładzie zmiennej do dyskryminacji. W celu weryfikacji istotności dyskryminacyjnej j -tej zmiennej wykorzystuje się statystykę testową o postaci (Gatnar, 1998):

$$F_j = ((n - k - l + 1)/(k - l)) ((1 - \lambda_j^z) / \lambda_j^z)$$

gdzie:

n — łączna liczba obiektów (jednostek, obserwacji) w próbie,

k — liczba zmiennych dyskryminacyjnych,

l — liczba rozważanych populacji (grup).

Hipoteza zerowa testu F zakłada, że dana zmienna wnosi istotny wkład do modelu, natomiast hipoteza alternatywna głosi, że brak jest istotności dyskryminacyjnej tej zmiennej. Statystyka F ma rozkład F -Fishera o liczbach swobody: $df_1 = k - 1$ i $df_2 = n - k - l + 1$. Jeżeli wartość statystyki testowej jest mniejsza od wartości krytycznej, przy przyjętym poziomie istotności, to wkład rozważanej zmiennej w dyskryminację grup jest istotny.

Najwyższą wartość statystyki F ma zmienna, która weszła do modelu jako pierwsza (o największym wkładzie).

Dodatkowo, standardowo obliczany jest współczynnik tolerancji T_j , zdefiniowany jako:

$$T_j = 1 - R_{jk}^2 \quad \text{dla } j=1, \dots, k$$

gdzie R_{jk} — współczynnik korelacji wielorakiej między j -tą zmienną a pozostałymi zmiennymi w modelu.

Współczynnik ten określa, ile informacji wnoszonych przez tę zmienną nie jest powielanych przez pozostałe zmienne znajdujące się już w modelu.

O przynależności jednostki do grupy decydują funkcje klasyfikacyjne o postaci:

$$S_l = c_l + c_{l1}x_{i1} + c_{l2}x_{i2} + \dots + c_{lk}x_{ik}$$

gdzie:

S_l — wynikowa wartość klasyfikacyjna,

l — indeks grupy,

k — liczba zmiennych przyjętych do analizy,

c_{lj} — waga dla j -tej zmiennej przy obliczaniu wartości kwalifikacyjnych dla l -tej grupy,

x_{ik} — wartość obserwowana dla danej jednostki (i -tej) i dla j -tej zmiennej.

Dla każdej grupy wyznacza się funkcję klasyfikacyjną. Daną jednostkę przypisuje się do grupy, dla której ma ona największą wartość klasyfikacyjną.

ZMIENNE DIAGNOSTYCZNE

Na podstawie danych GUS dla 2013 r., dotyczących: ochrony środowiska, aktywności zawodowej, dochodów, sytuacji mieszkaniowej, edukacji i warunków socjalnych ludności oraz przedsiębiorczości w podregionach Polski, zaproponowano listę zmiennych diagnostycznych. Zmienne te zawiera zestawienie (1).

ZESTAWIENIE (1) ZMIENNYCH DIAGNOSTYCZNYCH

Zmienne	Charakterystyka zmiennych
x_1	ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków w % ludności ogółem
x_2	redukcja zanieczyszczeń powietrza w % zanieczyszczeń wytworzonych
x_3	odpady komunalne zebrane na mieszkańca w kg
x_4	liczba ludności na pracującego
x_5	bezrobotni zarejestrowani ogółem w tys. osób
x_6	stopa bezrobocia w %
x_7	przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł
x_8	sieć rozdzielcza wodociągowa w km/100 km ²
x_9	sieć rozdzielcza kanalizacyjna w km/100 km ²
x_{10}	sieć rozdzielcza gazowa w km/100 km ²
x_{11}	przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w m ²
x_{12}	przeciętna powierzchnia użytkowa na mieszkańca w m ²
x_{13}	liczba ludności na 1 łóżko w szpitalach ogólnych
x_{14}	liczba czytelników bibliotek na 1 tys. ludności
x_{15}	liczba uczniów liceów/liczba ludności ogółem
x_{16}	liczba uczniów techników/liczba ludności ogółem
x_{17}	liczba studentów/ liczba ludności ogółem
x_{18}	miejsca na widowni w kinach na 1 tys. ludności
x_{19}	produkcja sprzedana przemysłu na mieszkańca w zł
x_{20}	podmioty gospodarki narodowej ogółem wpisane do rejestru REGON
x_{21}	podmioty gospodarki narodowej na 10 tys. ludności

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Zmienne x_4 , x_5 i x_6 są destymulantami. Poprzez przemnożenie ich wartości przez minus jeden dokonano przekształcenia w stymulanty.

Wstępnie przydzielono podregiony do 7 obszarów (grup, $l = 1 + 3,322 \log n \approx 7$). Skład poszczególnych grup ustalono na podstawie analizy wartości zmiennych diagnostycznych dotyczących bezrobocia i wynagrodzeń. Podregiony o zbliżonych wartościach tych zmiennych przypisano do tego samego obszaru.

Następnie zgodnie z założeniami analizy dyskryminacyjnej wykonano testy χ^2 i Kołmogorowa-Smirnowa służące do oceny normalności rozkładu. Zmienne: x_1 , x_3 , x_4 , x_5 , x_6 , x_7 , x_{11} , x_{12} , x_{13} i x_{21} reprezentują wielowymiarowy rozkład normalny. Tabl. 1 zawiera wyniki testów dotyczących zmiennych o rozkładzie normalnym.

TABL. 1. TESTY ROZKŁADU NORMALNEGO

Zmienne	Test χ^2		Test Kołmogorowa-Smirnowa	
	H	p	D	p
x_1	2,7121	0,6071	0,0633	0,9391
x_3	1,6995	0,8889	0,0777	0,7913
x_4	9,0404	0,1075	0,0767	0,8033
x_5	4,5682	0,3345	0,0982	0,5162
x_6	4,8485	0,3032	0,0881	0,6520
x_7	9,3211	0,0963	0,1459	0,0715
x_{11}	1,1624	0,7621	0,1010	0,4804
x_{12}	1,8788	0,7580	0,0897	0,6303
x_{13}	10,6363	0,0907	0,1534	0,0804
x_{21}	1,4419	0,9197	0,0766	0,8054

U w a g a. H , D — wartości testu, p — prawdopodobieństwo testowe o zgodności rozkładu normalnego.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne wykonane za pomocą pakietu Statistica.

Prawdopodobieństwo testowe większe od poziomu istotności $\alpha = 0,05$ świadczy o braku podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu z rozkładem normalnym.

Dalsze ograniczenie listy zmiennych nastąpiło na podstawie oceny ich mocy dyskryminacyjnej za pomocą testów Lambda Wilksa i F . Wyniki badania przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. ZMIENNE O WYSOKIEJ MOCY DYSKRYMINACYJNEJ

Zmienne	Lambda Wilksa	Cząstkowy Lambda Wilksa	F	p	Tolerancja	1-Tolerancja (R kwadrat)
x_1	0,0095	0,5427	7,4420	0,0000	0,4201	0,5799
x_4	0,0108	0,4764	9,7070	0,0000	0,3446	0,6554
x_6	0,0146	0,3526	16,2198	0,0000	0,2937	0,7063
x_7	0,0065	0,7901	2,3472	0,0439	0,9113	0,0887
x_{11}	0,0097	0,5304	7,8214	0,0000	0,3710	0,6290
x_{12}	0,0077	0,6649	4,4510	0,0010	0,6003	0,3997
x_{21}	0,0075	0,6822	4,1156	0,0018	0,4666	0,5334

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Przedstawione współczynniki Lambda Wilksa oraz współczynniki cząstkowe Lambda Wilksa są wartościami końcowymi, które otrzymano po wprowadzeniu do modelu kolejno wszystkich 7 zmiennych. Wskazują one na wysoką moc dyskryminacyjną zarówno całego modelu, jak i poszczególnych zmiennych. Największy wkład do dyskryminacji (najwyższe wartości statystyki F) różnych obszarów mają zmienne x_6 , x_4 , x_{11} i x_1 .

Prawdopodobieństwo testowe $p \approx 0$ potwierdza hipotezę, że wszystkie zmienne są istotne w modelu opisującym zróźnicowanie obszarów utworzonych z podregionów.

Najwyższa wartość tolerancji równa 0,9113 i R kwadrat równy 0,0887 dla zmiennej x_7 oznaczają, że 91,13% informacji wnoszonych przez tę zmienną nie jest powielanych przez pozostałe zmienne znajdujące się już w modelu. Najmniej dodatkowych informacji dostarcza zmienna x_6 .

Zmienne o wysokiej mocy dyskryminacyjnej dotyczą: zatrudnienia, bezrobocia, warunków mieszkaniowych i wynagrodzenia za pracę. Informacje dostarczane przez te zmienne charakteryzują wyłonione obszary, różnicują je i wskazują te, które są zagrożone ubóstwem.

WYNIKI ESTYMACJI FUNKCJI DYSKRYMINACYJNEJ

Spośród 6 funkcji dyskryminacyjnych oszacowanych na podstawie zmiennych o wysokiej mocy dyskryminacyjnej wybrano jedną o najwyższej wariancji międzygrupowej. Funkcja ta ma postać:

$$F = 0,4910x_1 + 0,0776x_4 + 1,1047x_6 + 0,3394x_7 - 0,7740x_{11} + 0,0967x_{12} - 0,2289x_{21}$$

Wyjaśnia ona 70,2% wariancji międzygrupowej oraz ma najniższą wartość testu Lambda Wilksa (0,0051). Największy wpływ na kształtowanie się wartości tej funkcji mają zmienne x_6 oraz x_{11} . Do oceny wpływu poszczególnych zmiennych na tworzenie funkcji dyskryminacyjnych zastosowano współczynniki standaryzowane. Współczynniki te mogą być wykorzystane do obliczenia wartości kanonicznych (wartości funkcji dyskryminacyjnej) dla każdej jednostki i przeciętnych dla każdego obszaru (tabl. 3) oraz do uszeregowania tych obszarów (Zawadzki, 1999).

TABL. 3. WARTOŚCI ŚREDNIE FUNKCJI DYSKRYMINACYJNEJ WEDŁUG OBSZARÓW

Obszary	Średnie wartości kanoniczne
I	-3,9058
II	-1,6015
III	-1,5640
IV	-0,9360
V	1,5449
VI	4,3921
VII	8,1063

Źródło: jak przy tabl. 1.

Najniższa przeciętna wartość funkcji dyskryminacyjnej wskazuje obszar naj słabiej rozwinięty pod względem badanych cech. Najwięcej osób zamieszkujących ten obszar jest zagrożonych ubóstwem i wykluczeniem społecznym. Wraz ze wzrostem przeciętnych wartości kanonicznych obszarów poprawia się sytuacja finansowa, społeczna i mieszkaniowa osób z tych obszarów.

Średnie wartości funkcji dyskryminacyjnej znacznie różnicują wyodrębnione obszary, z wyjątkiem obszarów II i III. Między nimi średnie wartości kanoniczne są zbliżone, co świadczy o dużym podobieństwie podregionów wchodzących w ich skład.

KLASYFIKACJA PODREGIONÓW

Metody klasyfikacyjne przyporządkowują dany podregion do utworzonych obszarów na podstawie zmiennych, które miały wysoką moc dyskryminacyjną.

Duże zróżnicowanie warunków gospodarczych, ekonomicznych i społecznych w Polsce wskazuje, że tworzone obszary będą skupiały różną liczbę jedno-

stek. W tym celu do klasyfikacji podregionów zastosowano prawdopodobieństwo *a priori*, proporcjonalne do wielkości grup. Dla każdego obszaru oszacowano funkcje klasyfikacyjne, a poszczególne podregiony przyporządkowano do obszarów, dla których miały one największą wartość klasyfikacyjną. Wstępny podział w 80,3% został potwierdzony przez analizę klasyfikacyjną, co wraz z sugerowanymi zmianami przedstawia tabl. 4.

TABL. 4. WYNIKI KLASYFIKACJI WSTĘPNEJ

Obszary	Poprawność klasyfikacji w %	Liczba podregionów w poszczególnych obszarach						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
I	87,50	7	1	x	x	x	x	x
II	83,33	x	10	2	x	x	x	x
III	86,67	x	2	13	x	x	x	x
IV	63,64	x	x	2	7	2	x	x
V	62,50	x	x	x	3	5	x	x
VI	83,33	x	x	x	x	1	5	x
VII	100,00	x	x	x	x	x	x	6
Średnia	80,30	7	13	17	10	8	5	6

U w a g a. Wiersze — klasyfikacja wstępna, kolumny — podział na podstawie funkcji klasyfikacyjnych.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wstępnie, bezbłędnie przypisano podregiony do obszaru VII (100%), najmniejszy odsetek trafnych klasyfikacji wystąpił natomiast w obszarach V (62,5%) i IV (63,64%).

Po dokonaniu zmian, zgodnie z sugerowaną klasyfikacją, ponownie oszacowano funkcje klasyfikacyjne i obliczono wartości tych funkcji dla każdego podregionu. Procedurę tę powtarzano aż do uzyskania 100% poprawności klasyfikacji.

Tabl. 5 przedstawia współczynniki funkcji klasyfikacyjnych, na podstawie których dokonano ostatecznego podziału podregionów na obszary.

TABL. 5. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNYCH FUNKCJI KLASYFIKACYJNYCH WEDŁUG OBSZARÓW

Zmienne	I	II	III	IV	V	VI	VII
x_1	-0,5673	4,0386	-3,3322	-4,2701	1,5410	6,1751	6,1698
x_4	3,5741	6,1451	-1,4459	-6,4698	-3,2295	2,0526	2,9246
x_6	-15,1079	-10,2765	-1,1845	2,8683	7,1011	9,1054	15,5272
x_7	5,5132	5,1421	0,2519	2,5813	-2,7208	-5,2179	-8,9572
x_{11}	-3,2786	-3,9356	0,7139	3,3536	2,4103	-0,8036	0,1772
x_{12}	2,9953	0,2264	0,3409	2,3751	-3,4598	-3,3156	-0,6356
x_{21}	-1,5134	-0,3857	-1,6596	0,6934	1,1499	2,0437	5,0008
Stała	-13,5819	-8,1303	-2,8016	-9,7944	-5,0367	-13,3517	-36,1211

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Im wyższa wartość bezwzględna współczynników stojących przy zmiennych, tym wyższy wpływ tych zmiennych na tworzenie funkcji klasyfikacyjnych, jak również na klasyfikację danego podregionu do odpowiedniego obszaru.

W obszarach: I, II, V, VI i VII duży wpływ na ostateczny podział podregionów miała stopa bezrobocia. Od liczby ludności przypadającej na pracującego

klasyfikacja zależała w obszarach od I do V. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto odegrało dużą rolę w kategoryzacji obszarów: I, II, VI i VII, natomiast przeciętna powierzchnia mieszkania w znacznej mierze decydowała o podziale niemal we wszystkich obszarach, tj. z wyjątkiem obszarów III i V. W obszarach: III, IV, VI i VII na klasyfikację wpłynęła również liczba ludności korzystającej z oczyszczalni ścieków.

Wyniki ostatecznej kwalifikacji zawiera tabl. 6.

TABL. 6. WYNIKI KLASYFIKACJI KOŃCOWEJ

Obszary	Poprawność klasyfikacji w %	Liczba podregionów według obszarów						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
I	100	7	x	x	x	x	x	x
II	100	x	8	x	x	x	x	x
III	100	x	x	25	x	x	x	x
IV	100	x	x	x	7	x	x	x
V	100	x	x	x	x	7	x	x
VI	100	x	x	x	x	x	6	x
VII	100	x	x	x	x	x	x	6

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Klasyfikację podregionów do odpowiednich obszarów przedstawia zestawienie (2).

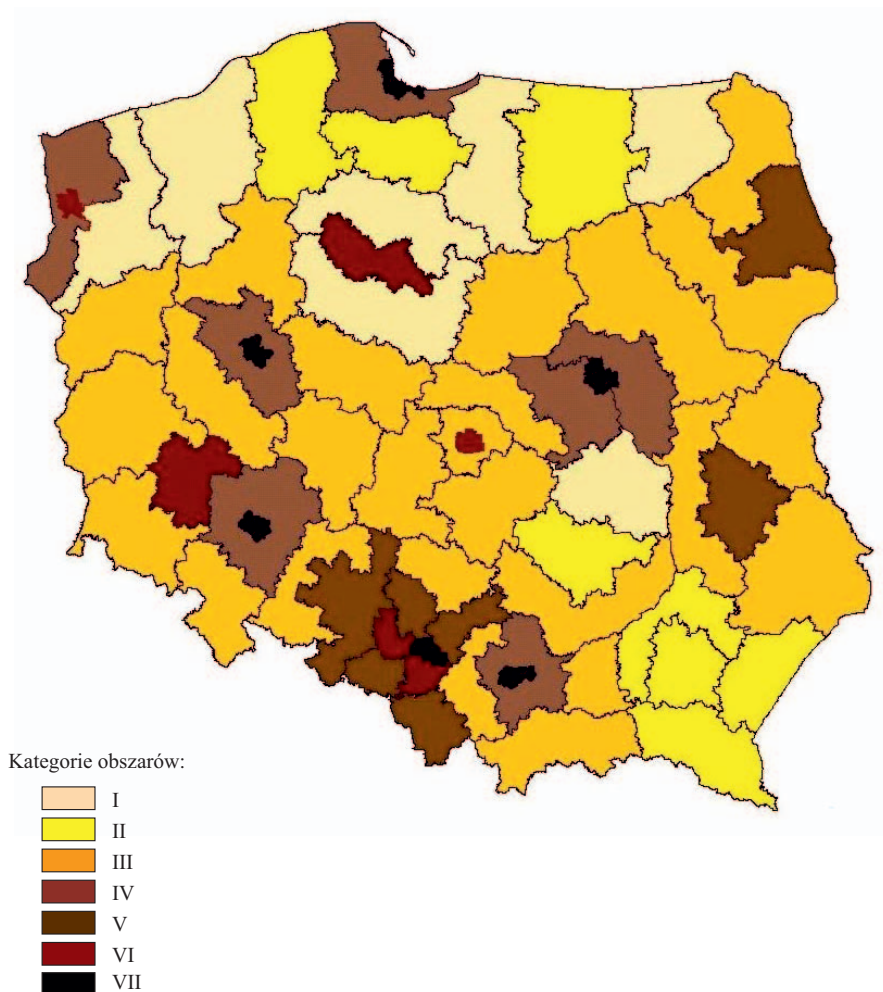
ZESTAWIENIE (2) PRZYPORZĄDKOWANIA PODREGIONÓW DO POSZCZEGÓLNYCH OBSZARÓW

Obszary	Podregiony
I	grudziądzki, włocławski, radomski, elbląski, ełcki, koszaliński, stargardzki
II	krośnieński, przemyski, rzeszowski, tarnobrzeczki, słupski, starogardzki, kielecki, olsztyński
III	jeleniogórski, wałbrzyski, bielski, chełmsko-zamojski, puławski, gorzowski, zielonogórski, łódzki, piotrkowski, sieradzki, skierniewicki, nowosądecki, oświęcimski, tarnowski, ciechanowsko-płocki, ostrołęcko-siedlecki, nyski, łomżyński, suwalski, częstochowski, sandomiersko-jędrzejowski, kaliski, koniński, leszczyński, pільski
IV	wrocławski, krakowski, warszawski wschodni, warszawski zachodni, gdański, poznański, szczeciński
V	lubelski, opolski, białostocki, bielski, bytomski, rybnicki, sosnowiecki
VI	legnicko-głogowski, bydgosko-toruński, miasto Łódź, gliwicki, tyski, miasto Szczecin
VII	miasto Wrocław, miasto Kraków, miasto Warszawa, trójmiejski, katowicki, miasto Poznań

Ź r ó d ł o: opracowanie własne przy zastosowaniu pakietu Statistica.

Dokładne rozmieszczenie obszarów na terenie Polski przedstawia wykr. 1.

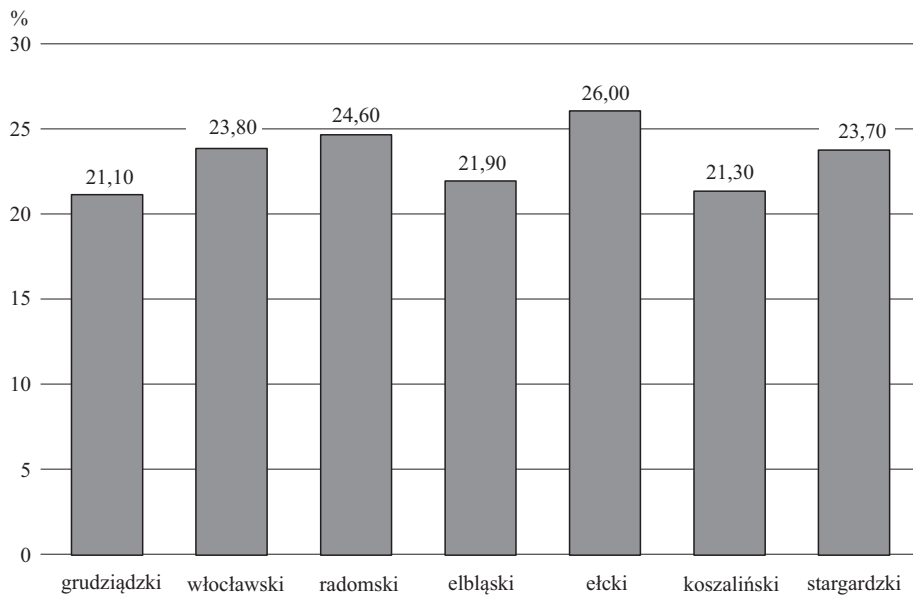
Wykr. 1. PODZIAŁ POLSKI NA OBSZARY



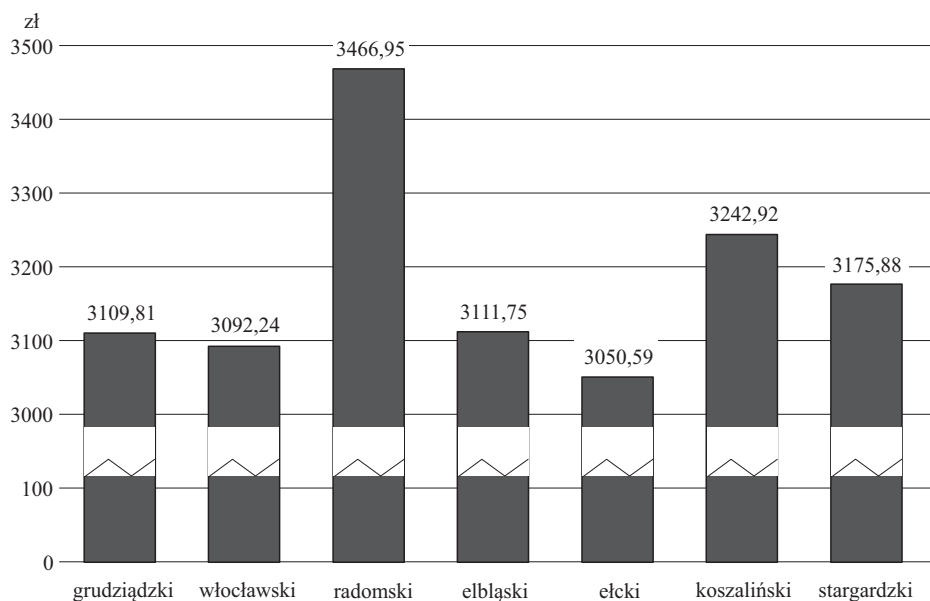
Źródło: opracowanie własne.

CHARAKTERYSTYKA PODREGIONÓW O NAJWIĘKSZEJ LICZBIE LUDNOŚCI ZAGROŻONEJ UBÓSTWEM

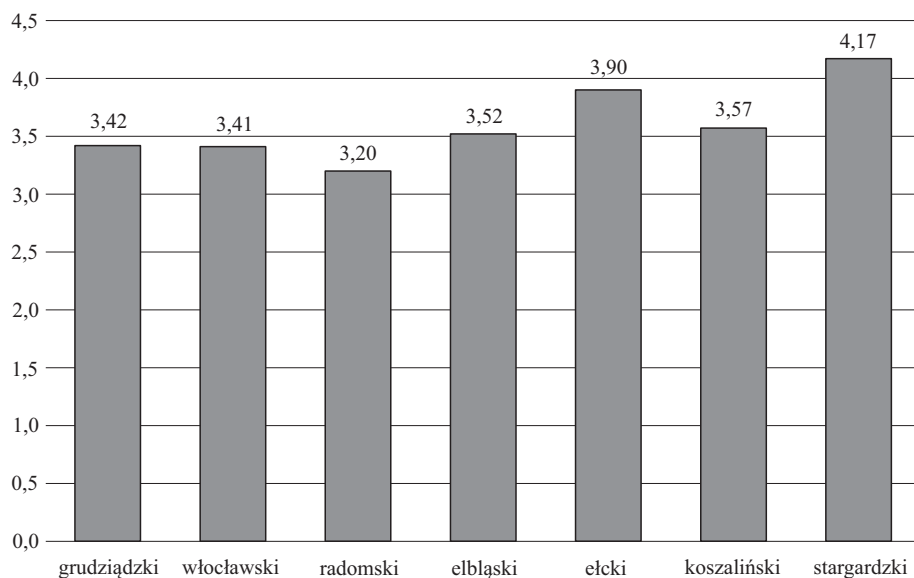
O zakwalifikowaniu podregionów do obszaru I, którego mieszkańcy są zagrożeni ubóstwem i wykluczeniem społecznym, zdecydowały: stopa bezrobocia, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto, liczba ludności przypadającej na jednego pracującego oraz przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w 2013 r. Wysokość stopy bezrobocia w poszczególnych podregionach obszaru I przedstawia wykr. 2.

Wykr. 2. STOPA BEZROBOCIA PODREGIONÓW I OBSZARU

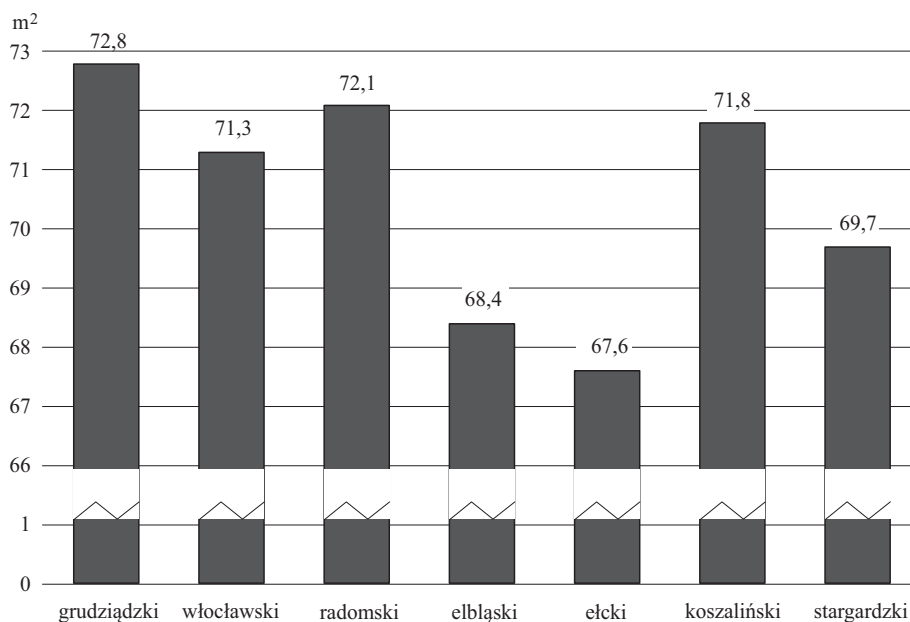
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykr. 3. PRZECIĘTNE MIESIĘCZNE WYNAGRODZENIE

Źródło: jak przy wykr. 2.

Wykr. 4. LICZBA LUDNOŚCI PRZYPADAJĄCA NA JEDNEGO ZATRUDNIONEGO

Źródło: jak przy wyk. 2.

Wykr. 5. PRZECIĘTNA POWIERZCHNIA UŻYTKOWA MIESZKANIA

Źródło: jak przy wyk. 2.

W każdym podregionie należącym do obszaru I stopa bezrobocia przekraczała 20%, natomiast w obszarze VII mieściła się w granicach 4,2% (miasto Poznań)—8,0% (podregion katowicki). Stopa bezrobocia w Polsce w 2013 r. wynosiła 13,4%.

W podregionie ełckim, o najwyższej stopie bezrobocia, uzyskano najniższe przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto. Średnie miesięczne wynagrodzenie brutto w Polsce w 2013 r. wynosiło 3877,43 zł.

W 2013 r. w Polsce średnio na jednego zatrudnionego przypadało 2,74 osoby. Najwyższa liczba ludności przypadającej na jednego zatrudnionego była w podregionie stargardzkim, a najniższa w Warszawie (1,6 osoby).

Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w obszarze I wahała się od 67,6 do 72,8 m². Najniższą w Polsce notowano w podregionie katowickim (51,7 m²), a najwyższą w podregionie krakowskim (93,8 m²). W Polsce przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w 2013 r. wynosiła 73,1 m².

Podsumowanie

W 2013 r. na podstawie zmiennych diagnostycznych dotyczących: ochrony środowiska, aktywności zawodowej, dochodów, sytuacji mieszkaniowej, edukacji, warunków socjalnych ludności oraz przedsiębiorczości w podregionach dokonano wstępnego podziału Polski na siedem obszarów. Do oszacowania funkcji dyskryminacyjnej wykorzystano tylko zmienne o rozkładzie normalnym i o wysokiej mocy dyskryminacyjnej.

Duży wpływ na kształtowanie się wartości wybranej funkcji dyskryminacyjnej miała stopa bezrobocia i przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania. Obliczone przeciętne wartości kanoniczne dla każdego obszaru pozwoliły uszeregować powstałe kompleksy od najslabiej do najlepiej rozwiniętych pod względem badanych cech. Trafność podziału potwierdził niski współczynnik testu Lambda Wilksa (0,0051). Następnie dla każdego obszaru oszacowano funkcje klasyfikacyjne, a podregiony przyporządkowano do obszarów, dla których miały największą wartość klasyfikacyjną.

O przyporządkowaniu podregionów do obszaru I, w którym największa liczba mieszkańców była zagrożona ubóstwem i wykluczeniem społecznym, zadecydowały zmienne: stopa bezrobocia, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto, liczba ludności przypadającej na jednego zatrudnionego oraz przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania. Stopa bezrobocia w każdym podregionie należącym do obszaru I przekraczała 20%, natomiast w podregionie ełckim wynosiła nawet 26%, przy czym dla Polski stopa bezrobocia rejestrowanego w grudniu 2013 r. wynosiła 13,4%. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w Polsce w analizowanym roku wynosiło 3877,43 zł, a w obszarze I wahało się od 3050,59 do 3466,95 zł. W obszarze VII było znacznie wyższe i sięgało 5226,05 zł w Warszawie. Najwyższa liczba ludności przypadającej na jednego zatrudnionego

go (4,17 osoby) była w podregionie stargardzkim (obszar I). Średnio w Polsce na jednego zatrudnionego w 2013 r. przypadało 2,76 osoby. Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w obszarze I mieściła się w granicach 67,6—72,8 m² i była tylko nieznacznie niższa niż w Polsce (73,1 m²).

Analiza dyskryminacyjna pozwoliła podzielić Polskę na obszary różniące się od siebie pod względem wybranych zmiennych. Wskazała na podregiony, w których największa liczba ludności była zagrożona ubóstwem w 2013 r. Metoda ta może więc być wykorzystywana jako narzędzie wspomagające badanie zróżnicowania poziomu życia społeczeństwa, a także może przyczynić się do kreowania polityki społecznej i gospodarczej w analizowanych podregionach.

dr Jadwiga Zaród — *Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie*

LITERATURA

- Frąckiewicz, L. (2005). Wykluczenie społeczne w skali makro- i mikroregionalnej. W: L. Frąckiewicz (red.), *Wykluczenie społeczne*, s. 11—26, Katowice: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.
- Gatnar, E. (1998). *Symboliczne metody klasyfikacji danych*. Warszawa: PWN.
- Golinowska, S. (2010). Polityka wobec ubóstwa i wykluczenia społecznego w Polsce w minionym dwudziestoleciu. *Polityka Społeczna*, nr 9, s. 7—13.
- GUS (2015). *Rocznik Statystyczny Województw 2014*. Warszawa: GUS.
- Krzyśko, M. (1990). *Analiza dyskryminacyjna*. Warszawa: WNT.
- Krzyśko, M. (2004). *Statystyka matematyczna*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Nazarczuk, J. (2013). *Potencjał rozwojowy a aktywność inwestycyjna województw i podregionów Polski*. Olsztyn: Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego.
- Panek, T. (2014). *Statystyka społeczna*. Warszawa: PWE.
- Sen, A. (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford: Publisher Oxford University Press.
- Sobczyk, M. (2015). *Statystyka*. Warszawa: PWN.
- Szarfenberg, R. (2012). *Ubóstwo i wykluczenie społeczne w Polsce: pomiar, wyjaśnienie, strategie przeciwdziałania*. Pobrano z: <http://rszarf.ips.uw.edu.pl/pdf/uiws2012a.pdf> (dostęp 15.05.2015 r.).
- Szukielój-Bieńkuńska, A. (2011). *Ubóstwo w Polsce na tle krajów UE — podstawowe fakty i dane*. Pobrano z: http://www.eapn.org.pl/expert/files/Ubostwo_w_Polsce_na_tle_krajow_UE-A.Sz-B.pdf (pobrano 15.05.2015 r.).
- Townsend, P., Gordon, D. (2000). *Breadline Europe: the measurement of poverty*. Bristol: Policy Press.
- US Poznań (2014). *Mapa ubóstwa na poziomie podregionów w Polsce z wykorzystaniem estymacji pośredniej*. Pobrano z: <http://stat.gov.pl/z-prac-studialnych/mapy-ubostwa-na-poziomie-podregionow-w-polsce-z-wykorzystaniem-estymacji-posredniej,4,1.html> (pobrano 5.06.2015 r.).
- Winiarczyk-Rażniak, A. (2014). Wymiary poziomu życia w Polsce w świetle wybranych wskaźników. W: E. Kaczmarska, P. Raźniak (red.), *Społeczno-ekonomiczne i przestrzenne przemiany struktur regionalnych*, s. 116—129, Kraków: Oficyna Wydawnicza AFM.
- Zawadzki, J. (1999). *Zastosowanie analizy dyskryminacyjnej dla wielu populacji do badania kondycji finansowej firm*. Szczecin: Wydawnictwo Zapol.
- Zeliaś, A. (2000). *Metody statystyczne*. Warszawa: PWE.

Summary. *This article aims to show the diversity of the development of sub-regions in Poland in view of the selected features and to characterize the areas with the highest risk of poverty. The Polish sub-regions were described using data for 2013, depicting economic, social and housing conditions of the Polish population as well as its economic activity. These data were standardized and — using discriminant function — sub-regions were grouped in 7 areas. The areas I and II, based on the value of the discriminant function, were classified as areas of the risk of poverty and social exclusion. Then, for each area classification functions were estimated. Each sub-region was assigned to the area for which it has the greatest classification value. It was found that the greatest impact on the final classification of sub-regions have following indicators: the unemployment rate, population per 1 employee and the average size of the apartment.*

Keywords: discriminant analysis, poverty, sub-regions.

Agnieszka KOZERA
Joanna STANISŁAWSKA
Romana GŁOWICKA-WOŁOSZYN

Zjawisko ubóstwa mieszkaniowego w krajach Unii Europejskiej¹

Streszczenie. *Głównym celem artykułu jest identyfikacja i ocena zmian zjawiska ubóstwa mieszkaniowego w krajach Unii Europejskiej (UE) w latach 2005 i 2013 w kontekście polityki spójności. W badaniu przestrzennego zróżnicowania ubóstwa mieszkaniowego zastosowano miernik syntetyczny skonstruowany z wykorzystaniem metody wzorcowej TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution). Artykuł opracowano na podstawie danych statystycznych pochodzących z badań EU-SILC. Z przeprowadzonego badania wynika, że w 2013 r. w stosunku do 2005 r. nastąpiło znaczne zmniejszenie skali ubóstwa mieszkaniowego, zwłaszcza w krajach UE, które w 2005 r. charakteryzowały się najwyższym jego poziomem. Jednak Rumunia i Łotwa miały nadal wysoki poziom ubóstwa, w szczególności w relacji do państw Europy Zachodniej.*

Słowa kluczowe: ubóstwo mieszkaniowe, państwa UE, metoda TOPSIS.

JEL: D12, R23

Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego państw i regionów jest jednym z podstawowych problemów współczesnej gospodarki europejskiej. Niwelowanie występujących różnic w poziomie życia ludności jest głównym celem polityki spójności UE. Warunki mieszkaniowe pełnią ważną rolę w życiu każdej jednostki i rodziny, świadczą o poziomie życia ludności (Kozera i Kozera, 2011). Mieszkanie daje nie tylko schronienie i poczucie bezpieczeństwa, ale także sta-

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

nowi miejsce pracy, wypoczynku, regeneracji sił fizycznych, a także rozrywki. Zaspokajają one podstawowe potrzeby członków gospodarstw domowych, bez czego nie jest możliwy pełny rozwój potrzeb wyższego rzędu (Kozera i Kozera, 2014).

Realizacja polityki spójności nie jest możliwa bez działań zmierzających do ograniczania zjawiska ubóstwa ekonomicznego. Nadal jednak kształtuje się ono na relatywnie wysokim poziomie w wielu krajach UE, także w Polsce. Ze względu na wielowymiarowy charakter ubóstwa, w badaniach nad realizacją celów polityki spójności powinno się zwracać więcej uwagi nie tylko na ubóstwo dochodowe, ale także na ubóstwo w formie niemonetarnej (Panek i Zwierzchowski, 2013), obejmujące m.in. warunki mieszkaniowe i zjawisko wykluczenia mieszkaniowego (Stanisławska i Kozera, 2014).

Problem ubóstwa mieszkaniowego jest często marginalizowany, kojarzony ze zjawiskiem bezdomności, a nie ze złymi czy nawet bardzo złymi warunkami mieszkaniowymi². Wykluczenie mieszkaniowe, inaczej deprywacja mieszkaniowa lub też bieda mieszkaniowa, jak zauważa Olech (2009), obejmuje wiele różnorodnych grup społecznych, m.in. gospodarstwa domowe zamieszkujące mieszkania przeludnione, bez toalety, z przeciekającym dachem lub wilgocią itp. (Radziukiewicz, 2006; Stanisławska i Kozera, 2014). O wadze tematyki ubóstwa mieszkaniowego świadczy fakt, że jest ono postrzegane przez Polaków jako trzeci co do ważności problem społeczny, tuż po bezrobociu i uzależnieniach (Olech, 2009). Jednym z głównych problemów w naszym kraju jest wysoki wskaźnik przeludnienia mieszkań, który w 2013 r. wynosił 44,8% (Eurostat, 2015a). W opinii rodaków sytuacja mieszkaniowa w kraju ma negatywny wpływ na wskaźnik przyrostu naturalnego (Salamon i Muzioł-Węclawowicz, 2015).

Głównym celem artykułu jest identyfikacja i ocena zmian zjawiska ubóstwa mieszkaniowego w krajach UE w latach 2005 i 2013 w kontekście realizowanej polityki spójności. W badaniu przestrzennego zróżnicowania ubóstwa mieszkaniowego wzięto pod uwagę wieloaspektowość tego problemu, w związku z czym zastosowano miernik syntetyczny, który skonstruowano z wykorzystaniem metody TOPSIS w ujęciu klasycznym (Wysocki, 2010). W badaniu wykorzystano dane statystyczne pochodzące z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia (The EU-Statistic on Income and Living Conditions — SILC)* (Eurostat, 2015a). Badanie to dostarcza danych wykorzystywanych do monitorowania strategii *Europa 2020*, mającej na celu m.in. ograniczenie zjawiska ubóstwa i wykluczenia społecznego.

² W artykule pojęcie ubóstwa mieszkaniowego nie jest rozumiane w kontekście „braku dachu nad głową”, czyli zjawiska bezdomności, lecz jako niedobory (niedostatek) warunków mieszkaniowych w zakresie stanu technicznego oraz wyposażenia mieszkań. Jak zauważają m.in. Dąbrowska, Janoś-Kresło, Słaby i Witek (2013), niedobory konsumpcji dotyczą nie tylko dóbr i usług zaspokajających potrzeby wyższego rzędu, lecz także tych podstawowych — żywnościowych i mieszkaniowych.

PRZEDMIOT, ZAKRES I METODY BADAWCZE

Badania nad ubóstwem mieszkaniowym w krajach UE w latach 2005 i 2013 przeprowadzono w dwóch etapach. Pierwszy etap miał charakter ogólny — obejmował analizę zjawiska ubóstwa mieszkaniowego na podstawie wartości częściowych wskaźników. Do rozpoznania badanego zjawiska przyjęto następujący zestaw wskaźników: odsetek ogółu ludności użytkującej mieszkania bez toalety do własnego użytku (x_1), bez wanny i prysznica (x_2), bez wanny, prysznica oraz toalety spłukiwanej wodą (x_3) oraz z przeciekającym dachem, wilgotnymi ścianami lub podłogami (x_4); odsetek ogółu ludności określającej swoje warunki mieszkaniowe jako złe (x_5) oraz mieszkającej w przeludnionych mieszkaniach³ (x_6); odsetek ogółu ludności, której dotyczy deprivacja mieszkaniowa⁴ (x_7) oraz tej, która nie może pozwolić sobie na posiadanie pralki do prania (x_8) i kolorowego telewizora (x_9).

Jednoznaczna ocena ubóstwa mieszkaniowego ludności w krajach UE nie jest łatwa, ponieważ deprivacja mieszkaniowa jednostek może być rozpatrywana w różnych płaszczyznach. W związku z tym w drugim etapie badań przeprowadzono syntetyczną ocenę ubóstwa mieszkaniowego na podstawie uzyskanych wartości cechy syntetycznej, którą wyznaczono przy wykorzystaniu metody TOPSIS w ujęciu klasycznym.

Zakres podmiotowy obu części badań stanowiło 27 państw. W badaniu nie uwzględniono Chorwacji, która przystąpiła do Wspólnoty w 2013 r.

Konstrukcja wymienionej cechy syntetycznej poziomu ubóstwa mieszkaniowego ludności w krajach UE przebiegała w następujących etapach (Wysocki, 2010):

Etap 1. Dobór cech częściowych ubóstwa mieszkaniowego ludności.

Zbiór potencjalnych cech diagnostycznych ustalono na podstawie kryteriów merytorycznych, które poddano weryfikacji ze względu na wartość informacyjną, uwzględniając potencjał informacyjny cech (stopień ich skorelowania z innymi cechami) oraz zdolność dyskryminacyjną. Na podstawie analizy wartości współczynników zmienności cech oraz elementów diagonalnych macierzy odwrotnej współczynników korelacji między cechami, z dalszych badań usunięto cechy x_1 , x_2 , x_7 i x_8 . W rezultacie do analizy przyjęto pięć cech, z których wszystkie uznano za stymulanty zjawiska deprivacji mieszkaniowej.

³ Wskaźnik ten definiuje się jako odsetek ludności żyjącej w lokalu nadmiernie zagęszczonym, tj. w gospodarstwach domowych, które nie dysponują co najmniej liczbą pomieszczeń mieszkalnych odpowiadającą następującym kryteriom: jedno pomieszczenie na jedno gospodarstwo domowe, na parę w gospodarstwie domowym, dla każdej osoby w wieku 18 lat i więcej, dla pary pojedynczych osób tej samej płci między 12. a 17. rokiem życia, dla każdej osoby między 12. a 17. rokiem życia, a nie uwzględnionych w poprzedniej kategorii, dla pary z dziećmi poniżej 12. roku życia (Eurostat, 2015a).

⁴ Wskaźnik deprivacji mieszkaniowej definiuje się jako odsetek osób zajmujących mieszkania uważane za przeludnione, a zarazem odznaczające się występowaniem co najmniej jednego wyróżnika deprivacji mieszkaniowej, czyli np. brakiem toalety (Eurostat, 2015b).

Etap 2. Przeprowadzenie normalizacji wartości cech diagnostycznych, czyli sprowadzenie wartości cech do porównywalności za pomocą procedury unitaryzacji zerowanej (dla stymulant):

$$z_{ik} = \frac{x_{ik} - \min_i \{x_{ik}\}}{\max_i \{x_{ik}\} - \min_i \{x_{ik}\}}$$

Etap 3. Ustalenie współrzędnych modelowych wzorca i antywzorca rozwoju. Wartości wzorca (A^+) i antywzorca (A^-) rozwoju definiuje się jako:

$$A^+ = \left(\max_i (z_{i1}), \max_i (z_{i2}), \dots, \max_i (z_{iK}) \right) = (z_1^+, z_2^+, \dots, z_K^+)$$

$$A^- = \left(\min_i (z_{i1}), \min_i (z_{i2}), \dots, \min_i (z_{iK}) \right) = (z_1^-, z_2^-, \dots, z_K^-)$$

W celu zachowania porównywalności uzyskanych wyników badań w latach 2005 i 2013 (klasyfikacja państw UE pod względem poziomu deprywacji mieszkaniowej ludności), za współrzędne obiektów modelowych przyjęto odpowiednio: jako wzorzec — wartość maksymalną, natomiast jako antywzorzec — wartość minimalną dla k -tej cechy (bez uwzględnienia wartości odstających) z 2005 r.

Etap 4. Obliczenie oddalenia każdego ocenianego obiektu (państwa) od wzorca i antywzorca rozwoju:

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_k^+)^2} \quad d_i^- = \sqrt{\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_k^-)^2} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Etap 5. Obliczenie wartości cechy syntetycznej:

$$S_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-} \quad 0 \leq S_i \leq 1 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Etap 6. Wyznaczenie na podstawie wartości miernika syntetycznego klas typologicznych poziomu ubóstwa mieszkaniowego w krajach UE dla lat 2005 i 2013 (identyfikacja formalna).

Wyodrębnienie klas zmienności cechy syntetycznej można przeprowadzić w sposób arbitralny, przyjmując następujące przedziały liczbowe wartości miernika S_i (Wysocki, 2010) według poziomu ubóstwa mieszkaniowego:

I — bardzo wysoki — $S_i \in \langle 0,80; 1,00 \rangle$,

II — wysoki — $S_i \in \langle 0,60; 0,80 \rangle$,

III — średni wyższy — $S_i \in \langle 0,50; 0,60 \rangle$,

IV — średni niższy — $S_i \in \langle 0,40; 0,50 \rangle$,

V — niski — $S_i \in \langle 0,20; 0,40 \rangle$,

VI — bardzo niski — $S_i \in \langle 0,00; 0,20 \rangle$.

ZRÓŻNICOWANIE ZJAWISKA UBÓSTWA MIESZKANIOWEGO W KRAJACH UE

Jednym z celów strategii integracji społecznej w UE jest „wyjście” z ubóstwa ekonomicznego w krajach członkowskich 20 mln osób do 2020 r. (Copeland i Daly, 2012). Wiele państw członkowskich Wspólnoty zмага się z problemem ubóstwa mieszkaniowego, dlatego kwestie mieszkalnictwa i bezdomności odgrywają tak istotną rolę w agendzie społecznej UE. *W celu zwalczania wykluczenia społecznego i ubóstwa, Unia uznaje i szanuje prawo do pomocy społecznej i mieszkaniowej dla zapewnienia, zgodnie z zasadami ustanowionymi w prawie Unii oraz w ustawodawstwie i praktyce krajowej, godnej egzystencji wszystkim osobom pozbawionym wystarczających środków* (Eurostat, 2015a). Dwa ze wspólnych celów unijnej strategii na rzecz walki z ubóstwem i wykluczeniem społecznym dotyczą mieszkalnictwa, a mianowicie: *wdrażanie strategii mających na celu zapewnienie wszystkim obywatelom dostępu do przyzwoitych i higienicznych warunków mieszkaniowych oraz podstawowych usług niezbędnych do normalnego życia, z uwzględnieniem miejscowych uwarunkowań (elektryczność, woda, ogrzewanie itp.), a także realizowanie strategii zapobiegających kryzysowym sytuacjom życiowym, które mogą prowadzić do wykluczenia społecznego, takim jak zadłużenie, wykluczenie ze szkoły i bezdomność*⁵.

Jednym z głównych mierników stosowanych do oceny ubóstwa mieszkaniowego jest dostępność wystarczającej przestrzeni w lokalu⁶. W 2013 r. w przebudniowanych mieszkaniach żyło ok. 17,1% ludności UE-27 i było to o 2,4 p.proc. mniej niż w 2005 r. (tabl. 1). Najwyższe wartości wskaźnika przeludnienia odnotowano: w Rumunii (52,9%), na Węgrzech (45,7%), w Polsce (44,8%) i w Bułgarii (44,2%). Najniższe zaś wartości tego wskaźnika wystąpiły w Belgii

⁵ http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing_statistics/pl.

⁶ Według Radziukiewicz (2006) ubóstwo mieszkaniowe dotyczy gospodarstw domowych, w których przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkań przypadająca na osobę jest mniejsza niż 10 m².

(2,0%), na Cyprze (2,4%) i w Holandii (2,6%). W 2013 r. w stosunku do 2005 r. obserwowano spadek odsetka ludności żyjącej w lokalach nadmiernie zagęszczonych w większości państw UE-27. Największy spadek charakteryzował ludność zamieszkującą: Słowenię (o 26,4 p.proc.), Estonię (o 25,0 p.proc.), Litwę (o 24,8 p.proc.) oraz Łotwę (o 22,6 p.proc.). Wzrost odsetka ludności żyjącej w przeludnionych mieszkaniach notowano natomiast: we Włoszech (o 3 p.proc.), w Wielkiej Brytanii (o 2,3 p.proc.), Danii (o 2 p.proc.), Holandii (o 0,7 p.proc.), Szwecji (o 0,5 p.proc.) oraz na Cyprze (o 0,2 p.proc.).

Warto zauważyć, że w wyniku poszerzenia Unii, nowych członków przyjęto dopiero w połowie 2004 r., nie miało to zatem istotnego wpływu na natężenie ruchu migracyjnego, natomiast na rok 2009 przypadło wychodzenie z kryzysu gospodarczego i powolna stabilizacja sytuacji gospodarczej na świecie. Saldo migracji w 2009 r. w porównaniu z rokiem 2004 było wyższe w 11 krajach UE. Takie wzrosty obserwowano w 11 krajach, w tym m.in. w Danii (360%) i Szwecji (148%). Dodatnia zmiana salda migracji wystąpiła w krajach, które dobrze zniosły światowy kryzys finansowy, a ujemna w krajach, które ten kryzys najbardziej dotknął (m.in.: Grecja, Irlandia, Hiszpania, Portugalia) (Nowotnik, 2011). Zmiana ta mogła przyczynić się do wzrostu odsetka ludności żyjącej w przeludnionych mieszkaniach w krajach wysoko rozwiniętych gospodarczo.

Wskaźnikiem niezbędnym do oceny jakości warunków mieszkaniowych — który oprócz przeludnienia uwzględnia także inne aspekty biedy mieszkaniowej, takie jak brak łazienki lub toalety, nieszczelny dach lub niedoświetlenie mieszkania — jest wskaźnik deprywacji mieszkaniowej. W 2013 r. w państwach UE-27 deprywacją mieszkaniową dotkniętych było 5,2% ludności i było to o 3 p.proc. mniej niż w 2005 r. (tabl. 1). W warunkach deprywacji mieszkaniowej żyło 23% mieszkańców Rumunii, 17,6% Węgier, 16,3% Łotwy, 13% Bułgarii oraz 10,1% Polski. W 2013 r. problem deprywacji mieszkaniowej dotyczył mniej niż 1,0% ludności Finlandii, Holandii oraz Belgii.

W 2013 r. w relacji do 2005 r. odsetek osób doświadczających deprywacji mieszkaniowej zmniejszył się w największym stopniu w Polsce (o 19,6 p.proc.), na Litwie (o 19,2 p.proc.) i na Łotwie (o 15,3 p.proc.). Największy wzrost tego odsetka w UE-27 notowano w tym okresie w Dani (o 1,6 p.proc.). Spadek wartości wskaźnika deprywacji mieszkaniowej w większości państw UE-27 mógł wynikać z możliwości korzystania z funduszy strukturalnych w sferze mieszkalnictwa społecznego, którą UE wprowadziła w 2010 r. W ramach Europejskiego Funduszu Rozwoju Regionalnego możliwe jest wspieranie działań w zakresie mieszkalnictwa na rzecz biednych i zmarginalizowanych społeczności, co pozwala na uzyskanie dodatkowych funduszy na remonty czy budowę nowych lokali socjalnych (Olech, 2009). Wsparcie finansowe z funduszy strukturalnych może w sposób istotny wzmocnić wysiłki organów krajowych, aby poprawić warunki życia społeczności znajdujących się w skrajnym ubóstwie i w obliczu marginalizacji.

TABL. 1. WSKAŹNIKI UBÓSTWA MIESZKANIOWEGO W KRAJACH UE

K r a j e	Odsetek ogółu ludności																
	użytkującej mieszkania								określającej swoje warunki mieszkaniowe jako złe		mieszkającej w przeludnionych mieszkaniach		zagrożonej deprywacją mieszkaniową		która nie może pozwolić sobie na posiadanie		
	bez toalety do własnego użytku		bez wanny i prysznicza		bez wanny, prysznicza oraz toalety splukiwanej wodą		z przeciekającym dachem, wilgotnymi ścianami lub podłogami										
	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	
UE-27	4,6	2,7	4,1	2,5	3,7	2,7	19,3	15,7	8,1	6,0	19,5	17,1	8,2	5,2	0,3	2,4	1,2
Austria	1,5	1,0	0,8	0,2	0,4	0,2	10,0	12,5	7,3	5,0	15,0	14,7	3,7	3,9	0,3	0,6	0,4
Belgia	1,2	2,0	1,1	0,7	0,6	0,3	15,0	18,1	9,8	4,0	4,0	2,0	1,7	0,9	0,5	2,1	1,6
Bulgaria	35,4	21,4	21,5	13,8	20,6	13,0	30,7	12,9	9,8	5,9	48,2	44,2	22,8	13,0	5,8	25,3	9,5
Cypr	1,6	1,1	1,6	1,0	1,5	1,0	36,3	31,1	5,6	4,8	2,2	2,4	1,6	1,4	0,2	0,8	0,4
Czechy	2,0	0,9	1,4	0,5	1,2	0,4	20,5	10,0	6,2	3,8	33,6	21,0	9,8	4,0	0,6	0,2	0,4
Dania	0,0	0,9	0,7	2,3	0,0	0,8	8,0	17,1	4,0	3,8	7,4	9,4	1,2	2,6	0,6	0,7	1,4
Estonia	17,0	8,1	19,7	9,2	14,2	6,4	24,6	17,5	7,4	4,8	46,1	21,1	17,5	5,8	5,8	1,4	1,4
Finlandia	0,9	0,6	1,8	0,7	0,7	0,4	4,9	5,2	3,8	3,9	7,0	6,9	1,0	0,7	0,9	0,5	1,3
Francja	1,0	0,5	0,9	0,5	0,5	0,3	12,3	13,2	7,8	7,9	9,4	7,6	3,0	2,2	0,3	1,0	0,6
Grecja	3,6	0,7	1,6	0,9	1,3	0,7	20,9	14,0	6,1	6,6	29,2	27,3	9,1	7,0	0,4	0,3	1,3
Hiszpania	0,5	0,1	0,4	0,1	0,3	0,1	17,9	16,7	10,8	6,5	8,4	5,2	2,9	1,8	0,2	0,1	0,6
Holandia	0,0	0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	18,1	15,6	5,2	3,6	1,9	2,6	0,5	0,8	0,1	0,1	0,1
Irlandia	0,5	2,1	0,7	1,6	0,5	0,3	12,1	14,3	5,7	6,0	5,4	2,8	1,6	1,4	0,3	0,5	0,3
Litwa	25,1	13,6	23,1	12,9	21,5	12,0	31,9	19,9	12,3	7,5	52,8	28,0	28,3	9,1	2,9	0,4	0,4
Luksemburg	0,2	0,1	0,4	0,3	0,2	0,0	14,9	15,3	6,0	7,6	9,6	6,2	2,2	1,8	0,1	0,1	0,2
Łotwa	22,3	15,2	23,2	17,0	19,9	13,5	40,4	27,7	15,2	9,0	60,3	37,7	31,6	16,3	2,9	0,9	12,4
Malta	0,2	0,2	0,8	0,3	0,1	0,1	7,9	11,8	7,2	7,2	3,8	3,6	1,0	1,1	0,4	0,4	0,6
Niemcy	0,9	0,1	0,3	0,0	0,1	0,0	14,2	13,1	4,2	4,4	6,3	6,7	1,8	1,6	0,5	0,3	0,7
P o l s k a	7,8	3,2	8,4	3,7	7,0	3,0	43,9	10,1	10,7	5,8	54,1	44,8	29,7	10,1	1,7	0,5	0,5
Portugalia	3,3	0,9	3,8	1,1	3,0	0,9	19,4	31,9	17,3	8,9	16,5	11,4	7,7	5,6	0,5	0,3	3,2
Rumunia	44,0	34,1	41,8	32,7	41,2	32,2	29,5	15,0	7,6	7,0	56,3	52,9	31,8	23,0	3,1	1,0	23,0
Słowacja	3,2	0,6	1,3	0,3	1,3	0,2	7,2	7,5	4,7	3,1	46,6	39,8	6,3	4,5	0,9	0,6	1,1
Słowenia	1,7	0,5	1,7	0,6	1,3	0,4	19,0	27,0	7,0	6,5	42,0	15,6	12,3	6,5	0,8	0,5	0,3
Szwecja	0,0	0,0	0,4	0,5	0,0	0,0	5,8	7,5	2,7	6,0	10,7	11,2	1,0	1,5	0,4	0,5	1,4
Węgry	8,4	4,8	7,7	3,9	6,5	3,6	33,3	25,8	10,0	8,3	49,9	45,7	22,6	17,6	1,2	0,3	0,9
Wielka Brytania	1,0	0,2	0,3	0,4	0,0	0,2	14,5	15,9	11,6	5,6	5,7	8,0	2,3	2,5	0,2	0,3	0,6
Włochy	0,3	1,1	0,7	0,6	0,2	0,1	22,6	23,1	8,5	7,3	24,2	27,3	8,0	8,9	0,3	0,2	0,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z Eurostatu (2015b, dostęp 20.07.2015 r.).

Jak zauważa Zalega (2013, s. 45—61) warunki mieszkaniowe ludności można także zidentyfikować poprzez charakterystykę użytkowanych mieszkań, tj. ich wyposażenie w podstawowe instalacje techniczno-sanitarne oraz dobra trwałego użytku. W krajach UE zarówno w 2005 r., jak i w 2013 r. obserwowano relatywnie niewielki odsetek ludności użytkującej mieszkania bez toalety do własnego użytku (odpowiednio 4,6% i 2,7%). Choć wyposażenie mieszkań w podstawowe instalacje techniczno-sanitarne obserwowane w krajach Wspólnoty nie stanowi problemu, to jednak należy zwrócić uwagę, że w kilku krajach jego nasilenie jest nadal duże. W 2013 r. najgorszą sytuację w tym zakresie notowano w Bułgarii i Rumunii, w których ponad co piąte gospodarstwo domowe użytkowało mieszkania bez toalety do własnego użytku. Należy jednak zauważyć, że w 2013 r. w stosunku do 2005 r. w państwach tych miał miejsce najwyższy wzrost odsetka mieszkań wyposażonych w toaletę do własnego użytku (w Bułgarii o 14 p.proc., natomiast w Rumunii o blisko 10 p.proc.) (tabl. 1). Do uzyskania lepszych warunków mieszkaniowych przyczyniła się poprawa infrastruktury technicznej.

Warunki poziomu życia ludności w zakresie sytuacji mieszkaniowej mają odzwierciedlenie w subiektywnych ocenach. W 2013 r. 6,0% mieszkańców UE-27 oceniało swoją sytuację mieszkaniową jako złą i było to o 2,1 p.proc. mniej niż w 2005 r. (tabl. 1). Wśród państw, które charakteryzowały się relatywnie niskim odsetkiem ludności oceniającej swoją sytuację mieszkaniową jako złą (poniżej 4,0% ogółu ludności) należy wymienić: Słowację, Holandię, Czechy, Danię i Finlandię. Z kolei najwyższy odsetek ludności oceniającej swoją sytuację mieszkaniową jako złą wystąpił na Łotwie (9,0%), w Portugalii (8,9%) i na Węgrzech (8,3%). Pomimo że 1/3 ogółu ludności Rumunii w 2013 r. użytkowała mieszkania bez toalety do własnego użytku, wanny lub prysznic, a ponad połowa mieszkała w przeludnionych mieszkaniach, to relatywnie niewielki odsetek ludności określał swoje warunki mieszkaniowe jako złe (7%).

SYNTETYCZNA OCENA ZJAWISKA UBÓSTWA MIESZKANIOWEGO W KRAJACH UE

Obliczone wartości miernika syntetycznego, przy wykorzystaniu metody TOPSIS w ujęciu klasycznym, pozwoliły na uporządkowanie liniowe badanych państw UE-27 pod względem poziomu ubóstwa mieszkaniowego. Po liniowym uporządkowaniu państw ze względu na wartość cechy agregatowej, wyodrębniono klasy typologiczne, odzwierciedlające depryzację w zakresie warunków mieszkaniowych. Wyniki przeprowadzonych badań przedstawiono w tabl. 2 oraz na wykresie.

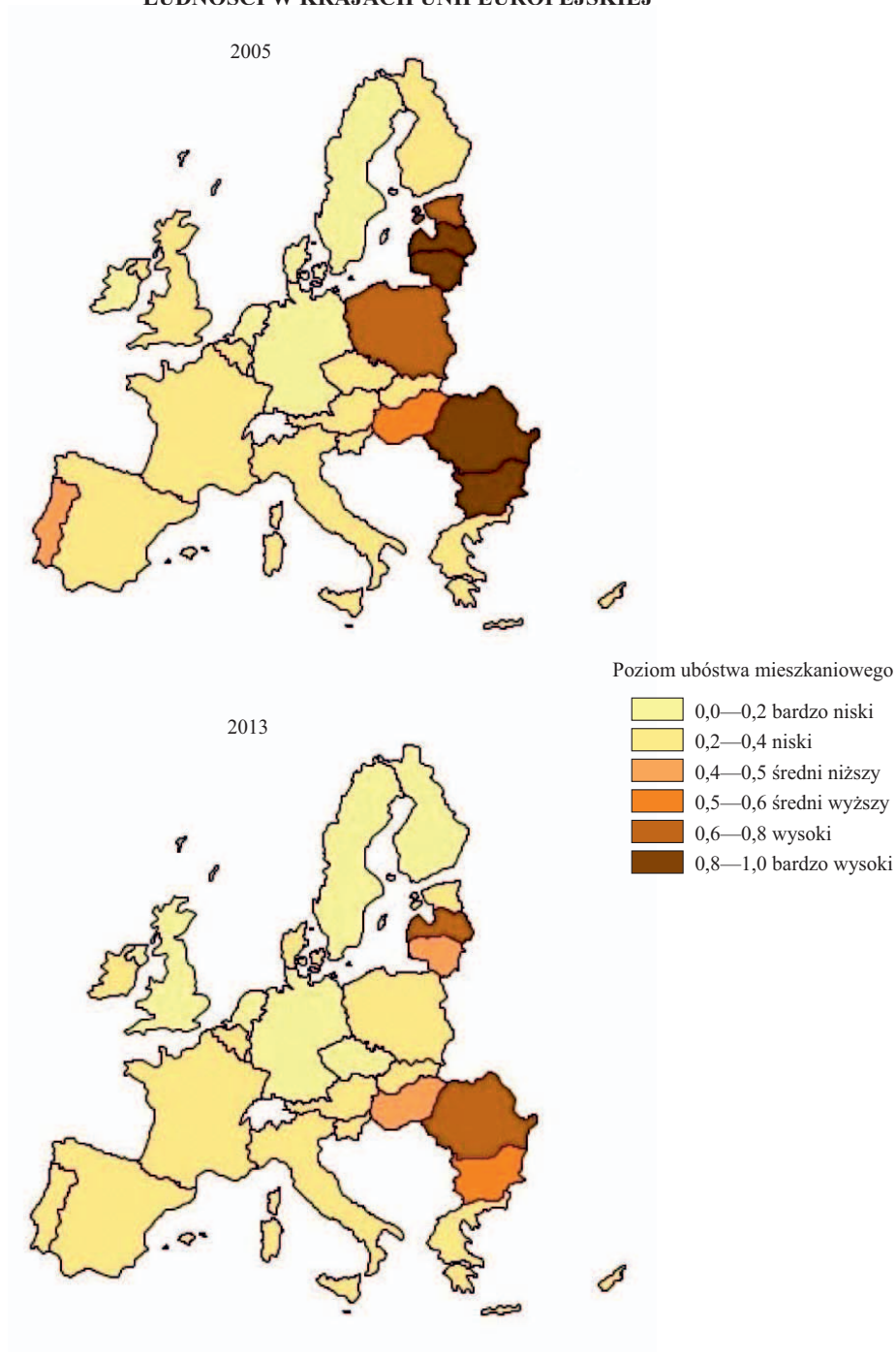
TABL. 2. KLASYFIKACJA TYPOLOGICZNA PAŃSTW UE ZE WZGLĘDU NA POZIOM UBÓSTWA MIESZKANIOWEGO NA PODSTAWIE WARTOŚCI MIERNIKA SYNTETYCZNEGO

Ran- ga	Kraje	Wartość miernika syntetycz- nego	Klasa poziomu ubóstwa mieszka- niowego	Ran- ga	Kraje	Wartość miernika syntetycz- nego	Klasa poziomu ubóstwa mieszka- niowego
2005				2013			
1	Łotwa	1,000	I	1	Rumunia	0,655	II
2	Litwa	0,926		2	Łotwa	0,613	
3	Bułgaria	0,860		3	Bułgaria	0,594	III
4	Rumunia	0,805		4	Węgry	0,434	IV
5	P o l s k a	0,640	II	5	Litwa	0,414	
6	Estonia	0,627		6	Portugalia	0,384	V
7	Węgry	0,579	III	7	P o l s k a	0,338	
8	Portugalia	0,430	IV	8	Słowenia	0,327	
9	Słowenia	0,396	V	9	Włochy	0,326	
10	Słowacja	0,351		10	Cypr	0,290	
11	Cypr	0,346		11	Estonia	0,290	
12	Czechy	0,345		12	Słowacja	0,279	
13	Włochy	0,344		13	Grecja	0,275	
14	Wielka Brytania	0,330		14	Dania	0,238	
15	Hiszpania	0,329		15	Francja	0,234	
16	Grecja	0,328		16	Belgia	0,233	
17	Belgia	0,318		17	Luksemburg	0,228	
18	Francja	0,239		18	Malta	0,216	
19	Austria	0,227		19	Austria	0,213	
20	Finlandia	0,211		20	Irlandia	0,211	
21	Malta	0,203		21	Hiszpania	0,207	
22	Luksemburg	0,190	VI	22	Wielka Brytania	0,199	VI
23	Holandia	0,186		23	Szwecja	0,189	
24	Niemcy	0,179		24	Czechy	0,165	
25	Irlandia	0,172		25	Niemcy	0,148	
26	Dania	0,168		26	Holandia	0,137	
27	Szwecja	0,122		27	Finlandia	0,131	

U w a g a. Za współrzędne obiektów modelowych przyjęto odpowiednio: jako wzorzec rozwoju — wartość maksymalną ze zbioru znormalizowanych wartości dla danej cechy, natomiast jako antywzorzec rozwoju — jej wartość minimalną z 2005 r.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych pochodzących z Eurostatu (2015b).

Przeprowadzone badania wykazały, że w 2005 r. występowała relatywnie duża polaryzacja ubóstwa mieszkaniowego w krajach UE. Łotwa, Litwa, Bułgaria i Rumunia, które utworzyły I klasę typologiczną, charakteryzowały się bardzo wysokim poziomem ubóstwa mieszkaniowego ludności (tabl. 2). W państwach tych wszystkie mierniki częstkowe deprywacji mieszkaniowej osiągnęły wartości na najwyższym poziomie. Szczególnie niekorzystnie kształtowało się m.in. wyposażenie mieszkań w podstawowe instalacje techniczno-sanitarne, a także wskaźnik przeludnienia. Najniższy poziom ubóstwa mieszkaniowego ludności w 2005 r. obserwowano natomiast w państwach Europy Zachodniej i Północnej, tj. w: Luksemburgu, Holandii, Niemczech, Irlandii, Danii oraz Szwecji (klasa VI).

**DELIMITACJA PRZESTRZENNA POZIOMU UBÓSTWA MIESZKANIOWEGO
LUDNOŚCI W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych przedstawionych w tabl. 2.

Relatywnie niekorzystnie na tle państw zachodnich UE wypadła Polska, którą w 2005 r. zaliczono do klasy charakteryzującej się wysokim poziomem ubóstwa mieszkaniowego (0,640), a w 2013 r. do grupy cechującej się niskim poziomem deprivacji mieszkaniowej (0,338) (tabl. 2). Warto jednak zaznaczyć, że Polska stanowiła jedno z państw o najwyższym poziomie ubóstwa mieszkaniowego w tej klasie (pomimo że według wskaźnika *Human Development Index* jest od wielu lat zaliczana do państw o wysokim poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego). Na fakt ten miał wpływ relatywnie wysoki odsetek ludności mieszkającej w mieszkaniach przeludnionych (blisko 45% w 2013 r.). Wynika to z faktu, że na mieszkańca w Polsce przypadała tylko jedna izba mieszkalna (w Europie gorszy wskaźnik odnotowano tylko w Rumunii). Należy podkreślić, że sytuacja ta nie poprawiła się znacznie od momentu wejścia Polski do UE (tabl. 1).

W 2013 r. w stosunku do 2005 r. zaobserwowano — w warunkach realizowanej polityki spójności — znaczne zmniejszenie skali ubóstwa mieszkaniowego, zwłaszcza w krajach, które w 2005 r. charakteryzowały się najwyższym jego poziomem. W rezultacie zmniejszył się dystans tych państw do pozostałych krajów UE w zakresie poziomu życia ludności. W wyniku tych zmian w 2013 r. w stosunku do 2005 r. zmniejszyła się polaryzacja państw UE w zakresie poziomu ubóstwa mieszkaniowego. W 2013 r. odpowiednio 16 i 6 państw (tj. 59,3% i 27,3%) zakwalifikowano do klas typologicznych charakteryzujących się niskim i bardzo niskim poziomem deprivacji mieszkaniowej ludności, natomiast 3 państwa (11,1%) — do klasy charakteryzującej się przeciętnym poziomem badanego zjawiska. Rumunia i Łotwa nadal jednak charakteryzowały się wysokim poziomem ubóstwa, w szczególności w relacji do państw Europy Zachodniej oraz państw skandynawskich.

Podsumowanie

Badaniu mającemu na celu identyfikację różnic w poziomie ubóstwa mieszkaniowego ludności poddano 27 państw należących do UE. Wyznaczenie wartości miernika syntetycznego metodą TOPSIS w ujęciu klasycznym pozwoliło na wyodrębnienie sześciu klas państw UE o odpowiednio: bardzo niskim, niskim, średnim niższym, średnim wyższym, wysokim oraz bardzo wysokim poziomie ubóstwa mieszkaniowego.

Przeprowadzone badania wykazały, że:

- w 2013 r. w państwach UE-27 najwyższy poziom ubóstwa mieszkaniowego obserwowano w Rumunii (0,655) oraz na Łotwie (0,613). W najmniejszym zaś stopniu deprivacja mieszkaniowa dotyczyła ludności Finlandii (0,131), Holandii (0,137) i Niemiec (0,148);
- w 2013 r. w porównaniu do 2005 r. nastąpiła relatywnie duża poprawa warunków mieszkaniowych w większości państw UE-27, o czym świadczy fakt,

że o ile w 2005 r. 4 państwa charakteryzowały się bardzo wysokim poziomem deprivacji mieszkaniowej, to w 2013 r. połowa z nich osiągnęła poziom wysoki, a druga połowa — przeciętny (przy uwzględnieniu wartości wzorców i antywzorców rozwoju z roku 2005);

- stosunkowo niekorzystnie na tle państw europejskich wypadła Polska, którą w 2005 r. zaliczono do klasy państw charakteryzujących się wysokim poziomem ubóstwa mieszkaniowego. W 2013 r. poziom biedy mieszkaniowej w Polsce oceniono jako niski, ale należy zaznaczyć, że Polska była jednym z państw o najwyższej wartości syntetycznego wskaźnika deprivacji mieszkaniowej w tej klasie. Na fakt ten miał wpływ relatywnie wysoki odsetek ludności mieszkającej w przeludnionych mieszkaniach (prawie 45% w 2013 r.).

Przeprowadzone badania stanowią asumpt do dalszych rozważań dotyczących zjawiska ubóstwa mieszkaniowego ludności we Wspólnocie, zwłaszcza w układzie regionalnym. Niezbędne jest zatem podjęcie badań dotyczących efektywności prowadzonej polityki spójności w zakresie niwelowania nie tylko ubóstwa ekonomicznego, ale także mieszkaniowego.

dr Agnieszka Kozera, dr Joanna Stanisławska, dr Romana Głowicka-Wołoszyn — *Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu*

LITERATURA

- Copeland, P., Daly, M. (2012). Varieties of poverty reduction: Inserting the poverty and social exclusion target into Europe 2020. *Journal of European Social Policy*, vol. 22, no. 3, s. 273—287.
- Dąbrowska, A., Janoś-Kresło, M., Słaby, T., Witek, J. (2013). *Niedobory konsumpcji w polskich gospodarstwach domowych*, Warszawa: SGGW.
- Eurostat (2015a). *EU-SILC (The EU-Statistic on Income and Living Conditions — SILC)*. Pobrano 20.07.2015 r.
- Eurostat (2015b). *Housing poverty (Database)*, http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing_statistics/pl. Pobrano 20.07.2015 r.
- Kozera, A., Kozera, C. (2011). Poziom życia ludności i jego zróżnicowanie w krajach Unii Europejskiej. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, vol. 22, no. 4, Poznań: Uniwersytet Przyrodniczy.
- Kozera, A., Kozera, C. (2014). Warunki mieszkaniowe ludności w krajach Unii Europejskiej. *Handel Wewnętrzny*, nr 1(348), Warszawa: Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur.
- Nowotnik, D., (2011). Migracje zagraniczne w krajach Unii Europejskiej w warunkach kryzysu gospodarczego. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, nr 18.
- Olech, P. (2009). *Wykluczenie mieszkaniowe — zarys głównych problemów mieszkaniowych w Polsce oraz rekomendacje dla całościowej polityki społecznej (ekspertyza)*, Fundusz Inicjatyw Obywatelskich.
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2013). Porównawcza analiza sfery ubóstwa w krajach UE w ujęciu regionalnym. *Zeszyty Naukowe Instytutu Statystyki i Demografii SGH*, nr 35, Warszawa: SGH.
- Radziukiewicz, M. (2006). *Zasięg ubóstwa w Polsce*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

- Salamon, M., Muzioł-Węclawowicz, A. (red.) (2015). *Mieszkalnictwo w Polsce. Analiza wybranych obszarów polityki mieszkaniowej*, Warszawa: Habitat for Humanity Poland.
- Stanisławska, J., Kozera, A. (2014). Sytuacja mieszkaniowa ludności z marginesu socjalnego Poznania. W: Z. Galor, B. Goryńska-Bitner, S. Kalinowski (red.), *Życie na skraju — marginesy społeczne wielkiego miasta*, Bielefeld.
- Wysocki, F. (2010). *Metody taksonomiczne w rozpoznawaniu typów ekonomicznych rolnictwa i obszarów wiejskich*. Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.
- Zalega, T. (2013). Mieszkanie i warunki mieszkaniowe w wielkomiejskich gospodarstwach domowych w Polsce — ujęcie empiryczne. *Handel wewnętrzny*, nr 2 (343), s. 45—61.

Summary. *The main aim of this article is to identify and assess changes in housing poverty in the European Union (EU) in 2005 and 2013 in the context of cohesion policy. In the study of spatial differentiation of housing poverty, a synthetic measure was used. It was created with support of the TOPSIS standard method (Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution). The article is prepared on the basis of statistical data from the EU-SILC surveys. The study shows that in 2013 compared to 2005, there was a significant reduction in housing poverty, especially in the EU countries which in 2005 were characterized by the highest level of poverty. However, in Romania and Latvia, high level of poverty was still maintained, particularly in comparison with the countries of Western Europe.*

Keywords: housing poverty, EU countries, TOPSIS method.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Małgorzata Kisilowska: *Kultura informacji*,
218 stron, Stowarzyszenie Bibliotekarzy Polskich,
Warszawa 2016

Ukazała się książka profesor Małgorzaty Kisilowskiej, autorki wielu publikacji z zakresu bibliologii i informatologii. Wyjaśnienie znaczenia tego terminu znajdujemy w rozdziale czwartym. Kisilowska analizuje tytułowe pojęcie, jednocześnie podkreśla, że traktuje ten termin przede wszystkim jako pojęcie informatologiczne. Píše, że celem książki jest przedstawienie propozycji pojęcia *kultury informacji* jako terminu występującego w bibliologii i informatologii. Przypominając ten cel w końcowej części książki (s. 191), autorka stwierdza: *Propozycja ta wynika z obserwacji zmian roli i funkcji informacji w różnych aspektach życia społecznego, prowadzonej w perspektywie badawczej informatologii.*

Swoje założenia Kisilowska rozwinęła w czterech rozdziałach. W rozdziale pierwszym przedstawiła tło przeprowadzonych analiz. Obszerność problematyki sprawia, że kulturę informacji opisuje z uwzględnieniem kilku kontekstów: kulturowego, informatologicznego oraz technicznego i socjologicznego. W odniesieniu do informacji autorka skupia się na humanistycznym ujęciu relacji między informacją i człowiekiem. Powołuje się przy tym na innych autorów. W szczególności wspomina Luciano Floridiego, prekursora badań w dziedzinie filozofii informacji i etyki informacyjnej.

W rozdziale drugim znajdujemy interpretację pojęcia kultura informacji jako terminu informatologicznego. Za podstawę autorka przyjmuje założenie, że osią wokół której kultura się kształtuje jest człowiek, który jest twórcą kultury i równocześnie jej odbiorcą. Autorka pisze (s. 42): *Kultura informacji — jest to sposób świadomego i aktywnego funkcjonowania człowieka w przestrzeni informacyjnej* i dodaje (s. 47): *Kultura informacji kształtuje się (...) jako kolejny ze sposobów radzenia sobie ludzi z otaczającą ich rzeczywistością*, a nieco dalej wyjaśnia (s. 68): *Kultura informacji jest wszystkim, co człowiek potrzebuje wiedzieć, aby kontrolować świat informacji*. Zaznacza przy tym, że pojęcie to traktuje ... *jako pewien zbiór złożony z wartości, postaw oraz (stale wzbogacanych i pogłębianych) umiejętności człowieka.*

Trzeba przyznać, że taki pogląd na kulturę jest podzielany przez innych badaczy tego fenomenu. Przykładem jest Roman Darowski, filozof, który pisze (Darowski 2008, s. 27): *Kultura jest tym, przez co człowiek jako człowiek staje się bardziej człowiekiem*. Kultura w tym sensie zakłada posiadanie, rozwijanie i zdobywanie coraz to nowych kompetencji informacyjnych. Darowski precyzuje: *kompetencje informacyjne zawierają umiejętność dostrzeżenia (własnej) potrzeby informacyjnej, jej wyrażenia, a następnie przeprowadzenia procesów wyszukiwawczych, oceny i selekcji ich wyników oraz wykorzystania uzyskanej informacji*.

Charakterystykę kultury informacji Kisilowska przeprowadza w przestrzeni informacyjnej, traktowanej jako ważny element składowy definicji tego terminu (s. 44): *Pod pojęciem «przestrzeni informacyjnej» (...) rozumiem wielowymiarowy, dynamiczny, otwarty zbiór treści (danych i informacji), ich nośników oraz użytkowników*. Podkreśla, że synonimem tego pojęcia jest czasem *infosfera*.

Przy okazji autorka podejmuje debatę w sprawie występujących obok siebie dwóch terminów — kultura informacji i kultura informacyjna. Zaznacza, że rzeczownikowa forma przydawki (kultura informacji) podkreśla tworzenie się pewnej kultury wokół danego zjawiska/obiektu — w tym przypadku informacji. Natomiast forma przymiotnikowa (kultura informacyjna) sugeruje kompetencyjny charakter tego pojęcia — posiadanie kompetencji i umiejętności. Warto zauważyć, że w języku polskim mamy także inne analogiczne pary terminów, np. system informacyjny oraz informatyczny. Ograniczenie się do jednego z nich redukuje możliwość uwypuklenia różnych aspektów branego pod uwagę obiektu.

Na podstawie przeprowadzonej kwerendy autorka przytacza definicje i określenia pojęcia kultura informacyjna i podaje przejawy tej kultury. Zwraca uwagę na wkład innych autorów, zwłaszcza Hanny Batorowskiej, autorki prac z zakresu bibliotekoznawstwa i informacji naukowej. Autorka wyróżnia też dorobek zagraniczny, np. badania francuskie w zakresie nauk o informacji i komunikacji.

Każda definicja jest niejako wstępem do wyjaśnienia danego pojęcia. Pełniejsze zrozumienie jego istoty wymaga zwrócenia uwagi na jego cechy wyróżniające je wśród innych. W książce zaznacza się to we wskazaniu przez autorkę cech charakterystycznych kultury informacji. Jest to, jej zdaniem, w szczególności prosumentyzm rozumiany jako aktywna postawa odbiorcy, twórcze korzystanie z dostępnych treści i narzędzi, a także umiejętność odnajdywania się w środowisku informacyjnym i świadome wypracowywanie zasad funkcjonowania w nim.

W rozdziale trzecim, zatytułowanym *Pole badawcze kultury informacji*, autorka nakreśla zakres problematyki, jaka wiąże się z tym pojęciem. Czyni to z zachowaniem zasad naukowych — opiera się na przyjętej definicji, przyjmuje określone założenia i wprowadza podstawowe kategorie, które jej zdaniem stanowią filary tego tematu badawczego.

Autorka określa pole badawcze kultury informacji na podstawie czterech założeń: (1) istnieje przestrzeń informacyjna jako wielowymiarowy, dynamiczny i otwarty zbiór treści (danych i informacji), ich nośników oraz użytkowników, której synonimem jest infosfera; (2) człowiek jest elementem tej przestrzeni; (3)

człowiek funkcjonuje w przestrzeni informacyjnej świadomie; (4) ludzka aktywność informacyjna wywołuje konsekwencje w przestrzeni informacyjnej.

Do głównych kategorii badawczych Kisilowska zalicza:

- świadomość informacyjną, czyli zdawanie sobie sprawy przez człowieka *z istoty informacji, wielości i złożoności jej przejawów oraz procesów, którym podlega, zdolności umysłu do odzwierciedlania przestrzeni informacyjnej w całej jej różnorodności i dynamice* (s. 97);
- aktywność informacyjną — zachowania informacyjne człowieka, ich zróżnicowanie i intensywność;
- konsumpcjonizm informacyjny — *nieuzasadnione, nadmierne korzystanie ze źródeł informacji, który nabiera intensywności równoległe ze wzrostem liczby dostępnych źródeł informacji* (s. 100).

Przy tych założeniach Kisilowska wyróżnia trzy główne segmenty pola badawczego wynikające z wyróżnienia trzech rodzajów artefaktów: materialne, związane z informacją i procesami informacyjnymi; niematerialne, którego przykładem jest język oraz behawioralne, obejmujące typy zachowań ludzi w procesach informacyjnych. Píše, że artefakty behawioralne w kulturze informacji oddziałują na przemiany życia społecznego i indywidualnego, takie jak np. zmiany wzorca funkcjonowania w grupie (rodzinnej, rówieśniczej) — indywidualizacja, izolacja.

Charakterystykę pola badawczego Kisilowska uzupełnia zwróceniem uwagi na pojawiające się problemy. Wśród nich wymienia potrzebę oceny jakości informacji pod względem wybranych kryteriów i formułuje listę takich kryteriów (s. 114): *ważniejsza od dostępności jest umiejętność selekcji, postawienia granic, pozostawienie sobie prawa do decydowania, które informacje są dla człowieka ważne, których poszukuje, a z których świadomie rezygnuje. Tę umiejętność chętnie widziałabym właśnie jako przejaw «kultury informacji» — kompetencji świadomego i korzystnego dla jednostki (i dla ogółu) korzystania z przestrzeni informacyjnej*. To prawda, że cechą człowieka jest specyficzny niedosyt — pragnienie żeby wiedzieć więcej, żeby uzyskać jak najwięcej informacji. Ta zdolność nigdy się nie wyczerpuje — pisze wspomniany Roman Darowski — dodając, że tego pragnienia *nie da się wyczerpać nawet niezwykle rozległą i głęboką wiedzą*. Przejawem *kultury informacji* jest umiejętność postawienia sobie w niej granic.

Autorka zwraca uwagę na problemy i zagrożenia wynikające z nadmiaru informacji, z powszechnej dostępności do jej zasobów, w wymiarze jaki oferują dostępne technologie. Wiele z tych problemów i zagrożeń wynika z braku kompetencji, świadomości i wiedzy użytkowników. Jednym z zagrożeń i zarazem problemów — zdaniem Kisilowskiej — jest manipulacja informacją, bezceremonialnie uprawiana przez wielu nadawców (np. w reklamach) oraz owa nieświadomość i niewiedza odbiorców, którzy naiwnie przyjmują informacje, argumentując, że pochodzą one z wiarygodnego źródła. Innym nieporządnym skutkiem — podkreśla autorka — jest zamazywanie różnicy między światem realnym a wirtualnym, czyli wyimaginowanym, co osłabia więzi międzyludzkie i relacje społeczne. Powoduje to nabieranie nawyku łatwego porzucania dotychczasowych kontaktów oraz nawiązywania wciąż nowych (jak w Internecie).

W konkluzji autorka podkreśla, że nakreślone w rozdziale trzecim problemy i pojęcia zarysowują pole badawcze kultury informacji. Podkreśla, że otwiera to *takie kwestie badawcze, jak społeczne funkcje informacji, jej psychologiczne oddziaływanie na człowieka, projektowanie i jej estetykę, wreszcie analizy informatologiczne w ujęciu historycznym.*

Trzecią składową kultury informacji — według Kisilowskiej — są takie elementy, jak wartości, które ludzie cenią i przestrzegają, normy i tradycje. Wśród nich zwraca uwagę na aktywność informacyjną jednostki jako na jedną z nader pożądanych wartości we współczesnym świecie. Pisz (s. 109): *Aktywność informacyjna powinna być niezmiennie podporządkowana fundamentalnej wartości humanistycznej — prawdzie. (...) Niestety, «publiczną prawdą» staje się (...) czasami nie informacja, która obiektywnie posiada tę cechę, ale ta, która zyskała sobie większe grono zwolenników, wyznawców.* Wszak lepiej wiedzieć mniej, ale na pewno.

W rozdziale czwartym, zatytułowanym *Kultura informacji z perspektywy informatologii*, autorka skupia uwagę na kontekście, w jakim analizuje pojęcie tytułowe. Termin ten definiuje jako dyscyplinę naukową obejmującą całokształt zagadnień teoretycznych i praktycznych związanych z działalnością informacyjną. Zaznacza przy tym, że analiza tego pojęcia jest trudna ze względu na niejednoznaczność pojęć składowych — kultury i informacji.

Kisilowska przedstawia zarys ewolucji informatologii jako dyscypliny oraz charakteryzuje podejmowane współcześnie wątki badawcze. Podkreśla, że ta dziedzina badawcza rozwinęła się głównie na tle ewolucji obsługi informacyjnej w środowiskach akademickich, zajmujących się wyszukiwaniem i dostarczaniem informacji dla celów badawczych i naukowych. Doprowadziło to do ukształtowania się informacji naukowej jako dyscypliny. Autorka podkreśla (s. 147): *Głównym zadaniem informatologii jest udoskonalanie wyszukiwania informacji, wprowadzanie użytkownika na odpowiednią ścieżkę poszukiwań, przybliżanie mu umiejętności poruszania się w przestrzeni informacyjnej.* I dalej dodaje, że termin ten zrodził się ... *w stopniowym odchodzeniu od nazwy «informacja naukowa» na rzecz «nauki o informacji» lub «informatologii» właśnie.*

W książce Kisilowska wskazuje współczesne kierunki badawcze informatologii. Zaznacza, że te badania wychodzą poza ramy tradycyjnej informacji naukowej. Pisz: *Zachowania informacyjne w życiu codziennym, przygotowanie do życia w świecie zdominowanym przez informację, kompetencje informacyjne to dziś coraz częściej podejmowane tematy.* Podkreśla, że nowe spojrzenie, jakim jest tzw. antropologia informacji, pozwala dostrzec istotne zagadnienia zarówno w odniesieniu do samej informacji, jak i kultury informacji/kultury informacyjnej. Czytamy (s. 166): *W polu badawczym kultury informacji umieścić można wiele obserwowanych zmian: ewolucja sposobów zdobywania wiedzy, rosnąca dynamika i skracanie czasu między pojawieniem się pytania a uzyskaniem odpowiedzi, konsekwencje dostępu mobilnego, różnice pokoleniowe w sposobach korzystania z informacji (...) Z perspektywy kultury informacji można przyjrzeć się również przeciążeniu informacyjnemu — nadmiarowi dostępnych treści (...), tak jak kłamstwo prowadzi do chorób somatycznych, tak przeciążenie informacją wiąże się między innymi z osłabieniem koncentracji i poziomu rozumienia przekazu.*

Autorka stawia istotne i interesujące pytania: na ile aktualne pozostają dotychczasowe założenia, że treść/przekaz nie jest i nie będzie informacją dopóki nie znajdzie swojego odbiorcy? Czym jest informacja? Co robić, gdy informacja znajduje swojego odbiorcę, ale jest odczytywana całkowicie niezgodnie z intencją nadawcy?

Naturalnie, odpowiedzi — jeżeli się jakieś pojawiają — zależą od tego, jak informacja jest definiowana i interpretowana. Znanych jest bowiem wiele definicji i interpretacji tego pojęcia. Przy założeniu infologicznej interpretacji informacji jako treści mentalnej, treść pomocniczego pojęcia — komunikatu — jeżeli nawet nie możemy wyróżnić jakiegoś konkretnego odbiorcy, to jednak mamy i tu do czynienia z informacją — informacją potencjalną. Jeżeli zaś taką informację odbiera konkretny użytkownik, to dla niego staje się ona informacją aktywną. Jest to pewna analogia do energii — fizyka wyróżnia energię w stanie potencjalnym i kinetycznym (aktywnym).

Książka profesor Małgorzaty Kisilowskiej nie wyczerpuje tematu zadeklarowanego w tytule. Jest jednak interesującym przyczynkiem do wzbogacenia wiedzy w tym zakresie, zwłaszcza dla osób interesujących się tematyką kultury w ogóle, a w szczególności kultury informacji/kultury informacyjnej.

Jest on ważny także dla oświaty — skoro kultura w ogóle, a kultura informacji w szczególności, jest istotnym składnikiem bytowania człowieka (*vide* wypowiedzi autorki), to wiedzę o niej i kompetencje informacyjne wymagają rozwijania u dzieci od początku nauki w szkole, a potem rozwijania ich i pogłębiania na studiach. Kisilowska pisze (s. 82): *Ciekawym przykładem faktycznych barier w «rewolucji informacyjnej» jest opór systemów edukacji związanych z wykorzystywaniem nowoczesnych technologii w procesach edukacyjnych (...) Kultura ta ujawnia się jednak najczęściej w zachowaniach właśnie młodszych pokoleń, które (być może) swoich następców nauczą znanych sobie reguł współistnienia. Zaniedbania edukacyjne pod tym względem, ubogi program edukacyjny w szkole lub wręcz jego brak sprawią, że młode pokolenia stracą dystans do czołówki społeczeństw rozwijających się jako społeczeństwa informacyjne.*

Oprac. prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz

LITERATURA

- Batorowska, H. (2012). *Information literacy* powinnością w społeczeństwie informacyjnym. *Bibliotheca Nostra*, no. 2, s. 12—30.
- Batorowska, H. (2013). *Od alfabetyzacji informacyjnej do kultury informacyjnej. Rozważania o dojrzałości informacyjnej*. Warszawa: Stowarzyszenie Bibliotekarzy Polskich.
- Darowski, R. (2008). *Filozofia człowieka*. Kraków: Wydawnictwo WAM.
- Floridi, L. (2002). On defining library and information science as applied philosophy in information. *Social Epistemology*, vol. 16, no. 1, s. 37—49.
- Floridi, L. (2004). Open problems in the philosophy of information. *Metaphilosophy*, vol. 35, no. 4, s. 554—582.
- Kisilowska, M. (2016). *Kultura informacji*. Warszawa: Stowarzyszenie Bibliotekarzy Polskich.

Wydawnictwa GUS — grudzień 2016 r.

Z grudniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na trzy opracowania jednorazowe — „**Działania prorodzinne w latach 2010—2015**”, „**Wyspecjalizowane segmenty rynku finansowego 2015**” oraz „**Finanse kultury w latach 2007—2015**”.



Pierwsza publikacja zawiera bogaty zestaw informacji dotyczących działań podejmowanych przez państwo, samorząd lokalny oraz organizacje non profit, mających na celu wsparcie rodzin z dziećmi na utrzymaniu oraz z osobami niepełnosprawnymi. Inspiracją do podjęcia tej tematyki były przede wszystkim liczne zmiany regulacji prawnych z zakresu pomocy społecznej, a także uwagi resortu pracy i polityki społecznej zgłaszane w pracach nad programem badań statystycznych statystyki publicznej. Publikacja ma przyczynić się do zaspokojenia oczekiwań i potrzeb polityków społecznych oraz przybliżenia społeczeństwu działań podejmowanych dla wspierania rodzin w Polsce.

Opracowanie rozpoczyna charakterystyka ogółu rodzinnych gospodarstw domowych oraz analiza warunków ich życia. W analizie ujęto zwłaszcza te gospodarstwa i rodziny, które bezpośrednio lub pośrednio korzystały z różnych form działań ukierunkowanych na wspieranie rodzin w latach 2010—2015. Badaniem objęto także dzieci korzystające z różnych działań opiekuńczych i wychowawczych charakterystycznych dla kolejnych etapów rozwoju dziecka. Ponadto uwzględniono dzieci i młodzież szkolną korzystające z finansowanych przez państwo pozalekcyjnych i pozaszkolnych zajęć rozwijających ich zdolności i zainteresowania. W działaniach wspierających rodziny wyróżniono formy instytucjonalne oraz wsparcie materialne i ulgi na dzieci. Część opisową opracowania wzbogacają wykresy oraz tablice. Publikację przygotowano na podstawie danych uzyskanych bezpośrednio z badań statystyki publicznej oraz z rejestrów administracyjnych. Dodatkowo wykorzystano informacje ministerstw oraz Banku Gospodarstwa Krajowego, dostępne na stronie internetowej lub przygotowane na potrzeby tej publikacji.

Opracowanie wydano po polsku (dodatkowo przedmowa i spis treści w j. angielskim), dostępne jest również na stronie internetowej GUS. Dołączono do niego obszerny zestaw tablic w formacie MS Excel, które mogą posłużyć do własnych analiz.



W następnym wydawnictwie zawarto informacje dotyczące działalności i wyników finansowych podmiotów prowadzących działalność na rynkach finansowych w Polsce na tle uwarunkowań makroekonomicznych oraz sytuacji na krajowym oraz światowych rynkach finansowych. Głównym celem tej publikacji jest rozszerzenie zakresu analitycznego i przedstawienie syntetycznego obrazu działalności tych przedsiębiorstw.

W opracowaniu przedstawiono sytuację wyspecjalizowanych segmentów rynku finansowego wraz z pogłębioną analizą ich działalności, połączoną z prezentacją danych o ich sytuacji finansowej. Badaniu poddano podmioty prowadzące działalność leasingową, faktoringową i pośrednictwa kredytowego. Opis segmentów rynku finansowego uzupełniono wynikami instrumentów finansowych przedsiębiorstw niefinansowych. Do tego celu wykorzystano dane pochodzące ze sprawozdań GUS oraz dane NBP, KNF i GPW, a także dane i informacje publikowane przez instytucje międzynarodowe, w tym MFW oraz zrzeszenia europejskie, udostępniające informacje na temat leasingu, faktoringu i pośrednictwa kredytowego.

Publikacja wydana po polsku, dostępna jest także na stronie internetowej Urzędu.



Trzecie opracowanie zawiera kluczowe dane dotyczące finansowania kultury w Polsce w latach 2007—2015. Istotną część publikacji stanowią analizy źródeł finansowania kultury — wydatki budżetu państwa, jednostek samorządu terytorialnego, a także gospodarstw domowych, co pozwala na wgląd w prywatną konsumpcję dóbr kultury.

Publikacja składa się z czterech rozdziałów. W pierwszym przedstawiono charakterystykę podmiotów działających w dziedzinie kultury, zarówno pod względem rozmieszczenia terytorialnego jak i działalności merytorycznej. Rozdział drugi obejmuje informacje o wydatkach krajowych finansujących działalność kulturalną oraz finansowaniu z Unii Europejskiej (UE) i z innych funduszy zagranicznych. Rozdział trzeci poświęcono bilansowym wynikom finansowym instytucji kultury. W ostatniej części porów-

nano wydatki na kulturę w Polsce i w krajach UE. Do opracowania publikacji wykorzystano wiele źródeł, w tym dane GUS, Eurostatu oraz pozostające w gestii ministerstw — m.in. sprawozdania budżetowe oraz informacje o wydatkach z funduszy unijnych.

Publikacja wydana po polsku (dodatkowo przedmowa i spis treści w j. angielskim), dostępna jest również na stronie internetowej GUS. Opracowanie uzupełniono zestawem tablic w formacie MS Excel, które mogą służyć do prowadzenia analiz indywidualnych.

W grudniu 2016 r. ukazały się także: „**Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2016**”, „**Bezrobocie rejestrowane. I—III kwartał 2016 r.**”, „**Biłansowe wyniki finansowe podmiotów gospodarczych w 2015 roku**”, „**Biuletyn Statystyczny Nr 11/2016**”, „**Budownictwo mieszkaniowe I—III kwartał 2016 r.**”, „**Działalność gospodarcza podmiotów z kapitałem zagranicznym w 2015 r.**”, „**Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w latach 2013—2015**”, „**Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2015 r.**”, „**Energia ze źródeł odnawialnych w 2015 r.**”, „**Grupy przedsiębiorstw w Polsce w 2015 r.**”, „**Handel zagraniczny I—IX 2016 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w listopadzie 2016 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 3/2016**”, „**Kapitał ludzki w Polsce w 2015 r.**”, „**Leśnictwo 2016**”, „**Monitoring banków 2015**”, „**Nakłady i wyniki przemysłu w I—III kwartale 2016 r.**”, „**Ochrona środowiska 2016**”, „**Poland Quarterly Statistics No. 3/2016**”, „**Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2016**”, „**Rocznik Statystyki Międzynarodowej 2016**”, „**Spółeczeństwo informacyjne w Polsce. Wyniki badań statystycznych z lat 2012—2016**”, „**Środki trwale w gospodarce narodowej w 2015 r.**”, „**Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I—III kwartale 2016 r.**”, „**Zużycie paliw i nośników energii w 2015 roku**” oraz „**Wiadomości Statystyczne nr 12/2016 (667)**”.

Oprac. Justyna Gustyn

Sprostowanie do numeru 11/2016 „Wiadomości Statystycznych”

W artykule *Uwagi do artykułu pt. „O złej radzie dotyczącej testu F Snedecora”* wystąpiły następujące błędy drukarskie:

- na stronie 8, we wzorze (1) jest:

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

powinno być:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

- na stronie 8, wiersz 9 od dołu jest:
i ma ona rozkład FS z n_1-1 oraz n_2-1 stopniami swobody
powinno być:
i ma ona rozkład FS z n_1-1 oraz n_2-1 stopniami swobody

- na stronie 8, wiersz 4 od dołu jest:

rozkładu $F_{(r_1, r_2)}$

powinno być:

rozkładu $F(r_1, r_2)$

- na stronie 10, wiersz 13 od dołu jest:
jeśli numerujemy populacje tak, by $S_1^2 \geq S_1^2$
powinno być:
jeśli numerujemy populacje tak, by $s_1^2 \geq s_1^2$

Redakcja przeprasza Autora opracowania i Czytelników za powstałe błędy.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”

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.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza, że nie wypłaca Autorom honorariów za opracowanie artykułów zamieszczanych na łamach naszego czasopisma oraz nie pobiera opłat za ich publikację.

Informacje dotyczące wymaganej formy oraz kompletności przesyłanych 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 językach polskim i angielskim. **Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL.
- **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 lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*, *Z*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy wykonać według stylu APA.

Zasady przywoływania pracy w tekście:

- a. Jeden autor: bez względu na to ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabety przy dacie (np., 2001a), zasada ta obowiązuje także w przypadku większej liczby autorów danej pracy.

Przykład zapisu:

Jak stwierdza Iksiński (2001)...

Badania wskazują, iż ... (Iksiński, 2001).

- b. Dwóch autorów: bez względu na to ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, w przypadku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

Badania wskazują, iż ... (Iksiński i Nowak, 1999).

- c. 3—5 autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku, gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003) ...

Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, iż ...

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003) wskazują, iż ... Badania te (Nowak i in., 2003) ...

- d. 6 i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.

Przykład zapisu:

Nowakowski i współpracownicy twierdzą, iż ... (1997).

Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują

- e. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem i umieszczone w nawiasie. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem.

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999)

- f. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosujemy w tekście, natomiast w literaturze cytowanej umieszczamy jedynie pracę czytaną.

Przykład zapisu:

Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007) ...

Badania sugerują, iż ... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).

15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania.

Prace zapisujemy przy zachowaniu kolejności alfabetycznej cytowanych dzieł, przy czym decyduje pierwsza litera nazwiska autora.

Każdą nową pracę zaczynamy bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a kolejne wiersze danego adresu bibliograficznego powinny być zapisane z wcięciem 0,4 cm.

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

Poniżej znajdują się schematy zapisów bibliograficznych podstawowych źródeł (artykułów i książek). Sposoby zapisu innych, rzadziej powoływanych źródeł są szczegółowo opisane w szóstym wydaniu „Publication Manual of the American Psychological Association”.

- a. artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, nr rocznika* (nr zeszytu), strona początku–strona końca.
 - b. artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (*issues*) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym, po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, nr rocznika*, strona początku–strona końca.
 - c. jeśli artykuł ma numer DOI (*Digital Object Identifier*), należy podać go na końcu zapisu bibliograficznego: Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, nr rocznika*, strona początku–strona końca. DOI: xxxxx.
 - d. książka:
Nazwisko, X., Nazwisko, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - e. książka napisana pod redakcją:
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - f. rozdział w pracy zbiorowej:
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku–strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
W stylu APA proponuje się zapis bibliograficzny bez użycia dwukropka po przymku W (*In*), pisany wielką literą. W polskim zapisie jednak przyjmujemy zasadę pisania dwukropka po W:
 - g. jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, skąd został pobrany tekst:
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
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.

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W dziale tym zamieszczane są artykuły naukowe zawierające prezentacje teoretycznych rozwiązań metodologicznych, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące zagadnień etyki statystycznej. Poruszane tu zagadnienia mogą obejmować różnorodne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii, a prezentowane rezultaty badawcze stwarzają możliwość efektywnego zastosowania w empirycznych badaniach i analizach statystycznych, umożliwiając doskonalenie ich jakości i zasobu informacyjnego.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten dotyczy prac naukowych poświęconych nowatorskim zastosowaniom znanych narzędzi i modeli statystycznych w praktyce, analizy i statystycznej oceny określonych zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych, a w szczególności artykułów wykorzystujących dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Publikowane są tutaj także teksty sygnalizujące praktyczne problemy związane z: projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wyników informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. W szczególności odnosi się to do problemów związanych z kształceniem w zakresie stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także wykorzystywania nowoczesnych idei i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych (np. komputerów, Internetu i innych urządzeń) w nauczaniu statystyki. Szczególną uwagę koncentruje się tutaj na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do statystyki, jak również rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym (np. w środkach społecznego przekazu).

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

Jest to blok tematyczny zawierający artykuły z zakresu wykorzystania narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpoznawania oraz dotyczące nowoczesnych technik programistycznych, interaktywnych i komunikacyjnych umożliwiających potencjalnym użytkownikom danych statystycznych ich wykorzystanie w oczekiwanym przez siebie zakresie i formie. W dziale tym przedstawiane mogą być również artykuły dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, zagadnień dotyczących przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie (w tym z użyciem Internetu) oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z Big Data.

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Prace należące do tego działu tematycznego poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych, rozwoju i doskonalenia ich metodologii narzędzi. Ponadto zamieszczane są opisy wartościowych faktów dotyczących życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również wiodących instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Dział ten obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach w życiu statystyki polskiej i międzynarodowej, działalności Rady Statystyki oraz z życia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także sprawozdania z prestiżowych konferencji naukowych, recenzje książek naukowych i popularnonaukowych z zakresu statystyki i ekonometrii, jak również rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych dotyczących tego obszaru wiedzy. Jest to jedyna część czasopisma zawierająca teksty niemające charakteru artykułów naukowych.