

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
MAJ 2017

Nr **5** (672)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
MAJ 2017

Nr **5** (672)

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 Gorczycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

SEMINARIUM NAUKOWE 60 LAT „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”

Stanisław Paradysz — Rola przedstawicieli statystyki publicznej i środowiska akademickiego w kształtowaniu profilu „Wiadomości Statystycznych” 5

Jan Kordos — Moje wspomnienia o niektórych pracach naukowo-badawczych w statystyce 10

STUDIA METODOLOGICZNE

Karol Deręgowski, Mirosław Krzyśko, Łukasz Waszak, Waldemar Wołyński — Zastosowanie funkcjonalnej analizy kanonicznej w badaniu zależności między wydatkami konsumpcyjnymi w europejskich gospodarstwach domowych 19

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Katarzyna Andrzejczak, Agata Kliber — Pomoc rozwojowa Francji dla krajów afrykańskich 38

Katarzyna Ciesielska, Mariusz Ciesielski — Lesistość w Polsce w przekrojach terytorialnych 62

Agata Szymańska — Dochody podatkowe w krajach Unii Europejskiej 79

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — kwiecień 2017 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) 100

Informacje dla Autorów 103

CONTENTS

SCIENTIFIC SEMINAR 60 YEARS OF "STATISTICAL NEWS"

<i>Stanisław Paradysz</i> — The role of official statistics representatives and academic community in the development of „Statistical News” profile	5
<i>Jan Kordos</i> — My memories of some research papers in statistics	10

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Karol Deręgowski, Mirosław Krzyśko, Łukasz Waszak, Waldemar Wołyński</i> — Functional canonical analysis in the study of the relationship between consumption expenditure in the European households	19
---	----

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Katarzyna Andrzejczak, Agata Kliber</i> — Development assistance of France for African countries	38
<i>Katarzyna Ciesielska, Mariusz Ciesielski</i> — Forest cover in territorial profiles in Poland	62
<i>Agata Szymańska</i> — Tax revenues in the European Union countries	79

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of CSO — April 2017 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	100
Information for the Authors	103

SEMINARIUM NAUKOWE 60 LAT „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”

Stanisław PARADYSZ

Rola przedstawicieli statystyki publicznej i środowiska akademickiego w kształtowaniu profilu „Wiadomości Statystycznych”

Streszczenie. *Artykuł prezentuje ważniejsze wydarzenia ukazujące rolę akademickiego środowiska statystycznego oraz środowiska statystyki publicznej w kształtowaniu profilu informacyjnego „Wiadomości Statystycznych” („WS”). Za szczególnie znaczące uznano określenie strategii informacyjnej podczas tworzenia „WS” w 1956 r., niedopuszczenie w latach 60. XX w. do zdominowania treści czasopisma przez informacje instruktażowe i szkoleniowe przeznaczone głównie na użytek wewnętrzny, sprecyzowanie kierunków rozwoju charakteru naukowego „WS” oraz wprowadzanie od 2013 r. rozwiązań funkcjonalnych wynikających z wymogów stawianych czasopismom naukowym. Scharakteryzowano też środowisko akademickie Szkoły Głównej Planowania i Statystyki (SGPiS), które miało wpływ na utworzenie i ukształtowanie profilu tematycznego „WS”.*

Słowa kluczowe: akademickie środowisko statystyczne, czasopismo naukowe, profil informacyjny, poziom edytorski.

JEL: Y90

W ciągu 60 lat ukazywania się „WS” periodyk ten drogą stopniowych przekształceń zmienił profil z ukierunkowanego głównie na popularyzowanie wiedzy o praktyce statystycznej na czasopismo naukowe, w którym dominującym nurtem są studia metodologiczne oraz zastosowanie statystyki matematycznej

i ekonometrii w praktyce. Zmiany te inicjowali zarówno pracownicy GUS, jak i przedstawiciele akademickiego środowiska statystycznego. Szczególną rolę w powstaniu i ukształtowaniu profilu „WS” odegrały:

- propozycje zgłaszane przez środowisko akademickie, które przyczyniły się do utworzenia naukowego czasopisma statystycznego;
- przeciwdziałanie przez kierownictwo GUS naciskowi na zwiększenie w „WS” liczby artykułów o charakterze instruktażowym i szkoleniowym;
- wprowadzenie rozwiązań wynikających z wymogów Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego (MNiSW) w zakresie funkcjonowania czasopism naukowych.

POWSTANIE „WS” JAKO NAUKOWEGO CZASOPISMA STATYSTYCZNEGO

Opiniotwórcze akademickie środowisko statystyczne powstało w Warszawie w pierwszej połowie lat 50. XX w. Tworzyli je profesorowie i asystenci wykładający przedmioty statystyczne w SGPiS¹, w tym kadra kierownicza GUS². Studia prowadzono w systemie dwuetapowym. Program realizowany na Wydziale Statystycznym, w trakcie trzyletnich studiów dających tytuł ekonomisty-statystyka³, obejmował w okresie 1949—1952 dziewięć przedmiotów statystycznych wykładanych przez⁴:

- prof. Stefana Szulca i asystenta Stanisława Paradysza⁵ — metody statystyczne;
- prof. Oskara Langego i asystenta Tadeusza Czechowskiego — ogólna teoria statystyki⁶;
- prof. Kazimierza Romaniuka i asystenta Władysława Welfego — statystyka gospodarcza;
- Bogdana Szulca i asystenta Leszka Zienkowskiego — indeksy ekonomiczne;
- prof. Marka Fisza — metoda reprezentacyjna;
- Ignacego Osipowa i asystenta Zygmunta Peukera — statystyka przemysłu;
- prof. Edwarda Szturm de Sztrema — metody graficzne w statystyce;
- Juliusza Millera — technika statystyczna;
- Stanisława Konferowicza — historia statystyki.

Z chwilą uzyskania większej swobody badawczej GUS rozpoczął nowe badania i analizy statystyczne. Niektórzy członkowie środowiska akademickiego brali w nich udział jako konsultanci naukowci. W wyniku tej współpracy środowisko akademickie zwróciło się do kierownictwa GUS z sugestią utworzenia czasopisma naukowego i powołania W. Welfego na redaktora naczelnego.

¹ Powstała w 1949 r. po upaństwowieniu Szkoły Głównej Handlowej (SGH).

² Zespół wykładowców byłej SGH nie zapewniał realizacji wszystkich przedmiotów statystycznych, zaangażowano więc naukowców z innych szkół wyższych oraz z GUS.

³ Drugim etapem były roczne studia magisterskie.

⁴ Źródło informacji — indeks SGPiS nr 69/S Stanisław Paradysz.

⁵ Student na Wydziale Statystycznym SGPiS w latach 1949—1952, mianowany asystentem prof. Szulca w 1950 r.

⁶ W ramach tego przedmiotu prof. Lange wykładał również podstawowe metody statystyki matematycznej.

Kierownictwo GUS podjęło w 1955 r. decyzję o rozpoczęciu wydawania naukowego czasopisma statystycznego pod tytułem „Wiadomości Statystyczne”. Nazwą tą nawiązywano do publikacji GUS ukazującej się w dwudziestolecu międzywojennym. Do składu Kolegium Redakcyjnego „WS” powołano — poza redaktorem naczelnym W. Welfem — pracowników GUS: Jana Iszkowskiego, Ignacego Osipowa, Leszka Zienkowskiego oraz Danutę Fijałkowską jako sekretarza redakcji.

„WS” ukazywały się w latach 1956—1965 w cyklu dwumiesięcznym (w formacie A4), a od 1966 r. w cyklu miesięcznym. Profil czasopisma został określony przez Kolegium Redakcyjne w zeszycie pierwszym: *Podjęcie publikacji „Wiadomości Statystycznych” ma na celu szerokie informowanie statystyków, ekonomistów i działaczy gospodarczych o metodach badań statystycznych stosowanych w Polsce i za granicą oraz podawanie aktualnych, analitycznie opracowanych danych statystycznych obrazujących rozwój gospodarki narodowej w Polsce Ludowej i w innych krajach*. Początkowo „WS” były zdominowane przez praktykę statystyczną.

UTRZYMANIE PROFILU NAUKOWEGO „WS”

W latach 50. i 60. XX w. ważnym zadaniem GUS było podniesienie kwalifikacji pracowników terenowych organów statystycznych, tj. urzędów statystycznych w województwach i inspektoratów statystycznych w powiatach. Dla pracowników na stanowiskach kierowniczych organizowano centralne kursy szkoleniowe w Warszawie. Obowiązkiem osób, które ukończyły takie kursy było przeszkolenie pracowników oddziałów oraz inspektoratów. Na potrzeby szkolenia na szczeblu wojewódzkim opracowywano w GUS instruktaże i metody analizy sprawozdań statystycznych. Domagano się także zamieszczenia w „WS” artykułów opisujących główne problemy badawcze oraz prezentujących metody analizy danych w zakresie statystyki opisowej. Włączenie do „WS” tego rodzaju opracowań spowodowałoby przekształcenie profilu czasopisma na służący prawie wyłącznie wewnętrznym potrzebom statystyki państwowej. Aby do tego nie dopuścić, decyzją kierownictwa GUS utworzono odrębne czasopismo pt. „Statystyk Terenowy”. Ukazywało się ono w latach 1966—1975 i stanowiło istotną modyfikację informacyjną wydawanego wcześniej (od 1955 r.) „Biuletynu GUS”, przeznaczonego dla pracowników terenowych organów statystycznych.

KIERUNKI ROZWOJU „WS”

Od 2013 r. Kolegium Redakcyjne i Rada Programowa przy wsparciu Departamentu Analiz i Opracowań Zbiorczych oraz Naukowej Rady Statystycznej systematycznie wprowadzały szereg rozwiązań funkcjonalnych wynikających przede wszystkim z wymogów MNiSW stawianych czasopismom naukowym.

W celu podniesienia poziomu naukowego „WS” sprecyzowano następujące kierunki rozwoju i zmian⁷:

- zwiększenie udziału artykułów naukowych oraz zapewnienie odpowiedniego poziomu naukowego publikowanych prac;
- wyraźne rozgraniczenie artykułów naukowych od opracowań informacyjnych i okolicznościowych oraz znaczne ograniczenie liczby tych drugich;
- wykorzystanie przy zamawianiu artykułów potencjału naukowego uniwersytetów, PTS oraz wojewódzkich urzędów statystycznych, a także publikowanie artykułów polemicznych;
- ustanowienie, jako organu doradczego dla redakcji „WS”, Rady Naukowej (a nie Rady Programowej) składającej się z pracowników uniwersytetów, instytutów naukowych krajowych i zagranicznych oraz GUS;
- wydawanie „WS” w języku angielskim bądź przynajmniej publikowania niektórych artykułów w tym języku.

Należy nadmienić, że w 2015 r. „WS” spełniły wszystkie wymogi merytoryczne i formalne MNiSW dotyczące czasopism naukowych.

1 stycznia 2016 r. zarządzeniem Prezesa GUS powołano nowy skład Rady Naukowej i Kolegium Redakcyjnego oraz nowego redaktora naczelnego „WS”. W 2016 r. doprowadzono do wyeksponowania w profilu programowym naukowego charakteru czasopisma i unowocześniono jego poziom edytorski. Wprowadzono pięć działów tematycznych dla artykułów naukowych: „Studia metodologiczne”, „Statystyka w praktyce”, „Edukacja statystyczna”, „Statystyka w społeczeństwie informacyjnym” oraz „Z dziejów statystyki”. Zrezygnowano z publikowania artykułów i opracowań informacyjnych oraz okolicznościowych, a dla pozostałych materiałów utworzono dział „Informacje. Przeglądy. Recenzje”.

Opracowano szczegółowe objaśnienia dotyczące kwalifikowania artykułów oraz wskazówki dla autorów (zamieszczane na końcu każdego wydania). Kolegium Redakcyjne zostało zobowiązane do oceny naukowego charakteru recenzowanych artykułów. Odpowiednio zmodyfikowano też kartę recenzji artykułów.

Nawiązano kontakty z pracownikami naukowymi uniwersytetów i innych jednostek naukowych w celu zapewnienia większej liczby artykułów zawierających studia metodologiczne. Dokonano unowocześnienia poziomu edytorskiego „WS” zgodnie z wymogami MNiSW oraz kryteriami przyjętymi dla czasopism naukowych. Na tym jednak „WS” nie poprzestają. Trwają prace nad zwiększeniem funkcjonalności strony internetowej, ponieważ czasopismo ukazuje się również w wersji elektronicznej i jest to jego wersja pierwotna.

dr Stanisław Paradysz — Warszawa

⁷ Opinie i sugestie dotyczące wyeksponowania naukowego charakteru „WS” zostały zaprezentowane przez grono profesorów na posiedzeniu Naukowej Rady Statystycznej w październiku 2015 r.

Summary. *The article presents major events illustrating the role of both statistical academics and official statistics community in the development of „Statistical News” information profile. The formulation of an information strategy during the creation of „Statistical News” in 1956, the refusal of dominating magazine contents by instructional and training information mainly for internal use in the 1960s as well as the introduction of functional solutions resulting from the requirements of scientific journals in 2013 were considered as one of the most significant issues. The academic community of the Main School of Planning and Statistics, which has influenced the development of the thematic profile of „Statistical News”, was also characterized in this paper.*

Keywords: statistical academic community, scientific journal, information profile, editorial level.

Jan KORDOS

Moje wspomnienia o niektórych pracach naukowo-badawczych w statystyce

Streszczenie. *Autor przedstawia, w ogólnym zarysie, swoje kontakty z „Wiadomościami Statystycznymi” („WS”) oraz tematykę badawczą podejmowaną na łamach czasopisma. Wspomina pierwszych redaktorów naczelnych i współpracę z redakcją. Omawia niektóre swoje artykuły opublikowane w „WS”, poświęcone głównie: badaniom reprezentacyjnym, jakości danych statystycznych, metodyce badania i analizie ubóstwa, problematyce badania cen konsumpcyjnych, metodom estymacji dla małych obszarów oraz globalnemu zarządzaniu jakością (TQM). Na zakończenie dzieli się refleksjami po 60 latach doświadczeń zawodowych i wymienia niektóre osiągnięcia statystyków z kraju i zagranicy, z którymi współpracował.*

Słowa kluczowe: badania reprezentacyjne, jakość danych statystycznych, analiza ubóstwa, badanie cen konsumpcyjnych, estymacja dla małych obszarów, globalne zarządzanie jakością.

JEL: C18

WSPÓŁPRACA Z „WIADOMOŚCIAMI STATYSTYCZNYMI”

Pamiętam powstanie „WS” w 1956 r., ponieważ kilka miesięcy wcześniej rozpocząłem pracę w Głównym Urzędzie Statystycznym (GUS). Pierwsza siedziba redakcji mieściła się w Centralnej Bibliotece Statystycznej GUS — tam, gdzie obecnie znajduje się poczta. Bardzo szybko nawiązałem kontakt z redaktorem naczelnym „WS”, którym został prof. Władysław Welfe (wtedy jeszcze magister), a także z innymi członkami redakcji. Często dyskutowaliśmy o profilu czasopisma, a także o pracach metodologicznych GUS wynikających z nowych zadań Urzędu po roku 1956, zwłaszcza o pracach Komisji Matematycznej GUS i jej oddziaływaniu na badania statystyczne, przy współudziale „WS” (Kordos, 2012).

Z prof. Welfem współpracowałem przede wszystkim w Komisji Matematycznej GUS, w której działałem od 1956 r.¹; w 1969 r. zostałem jej sekretarzem naukowym, w 1973 r. zastępcą przewodniczącego (razem z prof. Welfem), a od 1990 r. byłem jej przewodniczącym. W okresie 1966—1970 zamieszczałem w „WS” sprawozdania z działalności Komisji oraz informacje o wdrażaniu metod matematycznych w statystyce oficjalnej. Profesor Welfe przewodniczył Komisji Matematycznej GUS w latach 1966—1969; działał także w Naukowej Radzie Statystycznej GUS oraz Zakładzie Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN. Ze szczególnym sentymentem wspominam kontakty z Nim w pierwszym półroczu 1964 r. na Uniwersytecie w Cambridge².

Kontakty z „WS” utrzymywałem jako autor, później również jako recenzent i wreszcie członek Rady Programowej. Mój pierwszy artykuł (Kordos, 1959) — do którego napisania istotnie przyczynił się pełniący wówczas obowiązki redaktora naczelnego Michał Szymanowski — odpowiadał na zapotrzebowanie na informacje o warunkach życia ludności. Dał on początek mojemu głębszemu zainteresowaniu metodami estymacji dla małych obszarów, czym zajmuję się do dzisiaj. Z wielu zagadnień metodologicznych i tematów badań reprezentacyjnych poruszanych przeze mnie w „WS” wymienię najważniejsze:

- wybór próby;
- metody estymacji;
- błędy losowe i sposoby ich obliczenia;
- projektowanie kwestionariuszy;
- wszelkiego rodzaju błędy nielosowe.

Łącznie na łamach „WS” opublikowałem ponad 150 opracowań.

W lutym 1994 r. zostałem członkiem Rady Programowej „WS”. Przewodniczył jej wówczas dr Stanisław Róg (wcześniej przez 20 lat redaktor naczelny „WS”). Zebrania Rady odbywały się często, a wynikające z nich propozycje omawiano z redaktorem naczelnym prof. Tadeuszem Walczakiem. Podczas tych spotkań dużo się nauczyłem. Po odejściu dra Róga takich zebrań już nie organizowano. Funkcję członka Rady Programowej pełniłem do października 2011 r.³, a do końca 2015 r. kontynuowałem współpracę z „WS”.

PROBLEMATYKA BADAŃ STATYSTYCZNYCH

Przedstawię w skrócie problematykę badań podejmowanych przeze mnie w ciągu 60 lat istnienia czasopisma.

¹ Zarządzenie nr 4 Prezesa GUS z dnia 16 lutego 1956 r. włączające mgra Jana Kordosa w skład Komisji do Spraw Statystyki Matematycznej GUS.

² Odbywałem tam staż naukowy w Departamencie Ekonomii Stosowanej (*Department of Applied Economics*), korzystając z sześciomiesięcznego stypendium ONZ. Osobiste wspomnienia dotyczące współpracy z prof. Welfem przedstawiłem na łamach „Kwartalnika Statystycznego” (Kordos, 2014a).

³ Wprowadzono wówczas zmiany w Radzie Programowej (o czym poinformowano mnie pod koniec roku 2011). Pomimo mojej aktywności naukowej nie zostałem włączony w skład nowej Rady. Decyzja w mojej sprawie wynikała najprawdopodobniej z błędnej oceny mojego stanu zdrowia po wypadku, któremu uległem w styczniu 2011 r., niemniej jednak dotknęła mnie jako statystyka współpracującego z czasopismem od początku jego istnienia.

Badania reprezentacyjne

Temat zastosowania metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych po raz pierwszy poruszył prof. Ryszard Zasępa (Zasępa, 1956). Moje zainteresowania metodyką badań reprezentacyjnych wynikały z pracy w Komisji Matematycznej GUS, gdzie pogłębiałem wiedzę z zakresu teorii i praktyki statystycznej, poznawałem problematykę różnych badań statystycznych, a także praktykę badań reprezentacyjnych w innych krajach.

Podejście Komisji do badań reprezentacyjnych różniło się nieco od prezentowanego w podręcznikach, nie tylko w odniesieniu do wielkości próbki, sposobu jej wyboru i metody estymacji, lecz także co do zagadnień metodologicznych. W początkowym okresie znaczny wpływ na stanowisko Komisji wywarły poglądy prof. Williama Edwardsa Deminga (Deming, 1950)⁴. Zgodnie z nimi niewiele pożytku będzie z danych, jeżeli — pomimo wyboru odpowiedniej liczebności próbki i zastosowania jej optymalnej lokalizacji w warstwach — nie zadbano o staranne opracowanie kwestionariusza i odpowiednie przeszkolenie oraz skrupulatne nadzorowanie ankierów. Również samo należyte przygotowanie kwestionariusza i przeszkolenie ankierów nie zapewni dobrej jakości danych w wypadku niewłaściwego wyboru próby, z nieaktualnych operatów, przy wysokim wskaźniku braku odpowiedzi. Występuje tu silna współzależność między jakością wyników i poszczególnymi komponentami badania, dlatego nieodzowne jest ich staranne przygotowanie i przeprowadzenie badania zgodnie z przyjętymi zasadami, przy zapewnieniu ścisłej kontroli na każdym etapie.

Jakość danych statystycznych

Z problematyką jakości danych w badaniach statystycznych miałem do czynienia od początku mojej działalności w statystyce; wpływ na mnie wywarły prace prof. Hugona Steinhausa (1956, 2000), a w późniejszym okresie Slobodana S. Zarkovicha (Zarkovich, 1966), mojego przełożonego w latach 1974—1980, gdy pracowałem w FAO w charakterze eksperta z zakresu badań reprezentacyjnych.

Należy zaznaczyć, że statystycy zajmują się jakością danych statystycznych już ponad 60 lat. Początkowo chodziło o dokładność danych, czyli badanie różnic między wielkością obserwowaną a wielkością prawdziwą (Morgenstern, 1950). Przyjmowano, że wartość prawdziwa istnieje zawsze, chociaż niekiedy nie można jej określić, jak np. w badaniach opinii lub badaniach behawiorystycznych. Z czasem pojęcie jakości rozszerzono o przydatność danych dla potrzeb użytkownika oraz terminowość; przez długi okres te trzy komponenty służyły do oceny jakości danych statystycznych. W ostatnich latach szczególną uwagę zwraca się na jakość statystyki (m.in. Szutkowska, 2012). Wynika to ze stale rosnącego zapotrzebowania na rzetelne informacje statystyczne, które są

⁴ O wpływie prof. Deminga, a także prof. Jerzego Neymana na praktykę badań reprezentacyjnych w GUS wypowiedziałem się szerzej w 2009 r. na międzynarodowej konferencji na Uniwersytecie Warszawskim (Kordos, 2009).

wykorzystywane w szerokim zakresie w różnych dziedzinach życia gospodarczego i społecznego kraju oraz do porównań międzynarodowych. Problematyce jakości statystyki poświęciłem dwie monografie (Kordos, 1987, 1988b) oraz kilkanaście artykułów (m.in. Kordos, 2003).

Metodyka badania i analiza ubóstwa

Prace nad metodyką badania i analizą ubóstwa w GUS podjęto w Departamencie Badań Warunków Bytu, a następnie kontynuowano w Zakładzie Badań Statystyczno-Ekonomicznych. Tematykę tę poruszałem w artykułach publikowanych w „WS” (Kordos, 1970, 1990b, 1996, 1998) oraz w monografii poświęconej metodom analizy i prognozowania rozkładów dochodów ludności (Kordos, 1973a); wzięłem także udział w projekcie Eurostatu pod nazwą Poverty 3. Istotny wkład w badanie ubóstwa i warunków życia wniósł prof. Leszek Zienkowski (Zienkowski, 1979). Eurostat, doceniając wyniki naszych prac, zlecił GUS i Polskiemu Towarzystwu Statystycznemu (PTS) zorganizowanie w 1991 r. międzynarodowej konferencji na temat ubóstwa w krajach znajdujących się w okresie transformacji. W późniejszym okresie badania dotyczące ubóstwa i wykluczenia społecznego prowadził prof. Tomasz Panek (Panek, 2011).

Badanie cen konsumpcyjnych

Badaniem cen konsumpcyjnych zajmowałem się w latach 1981—1985, co wiązało się z moim ówczesnym stanowiskiem dyrektora Departamentu Badań Społecznych. Zainteresowałem się tą problematyką szczególnie pod wpływem prac prof. dra hab. Andrzeja Luszniwicza (m.in. Luszniwicz, 1982, 1984). Wysoko ceniłem Jego wiedzę i zamierzałem zastosować Jego propozycje metodyczne w praktyce statystycznej. W tym celu przestudiowałem monografię Roya G.D. Allena na temat indeksów cen (Allen, 1975). Zgłębiwszy metody badania cen konsumpcyjnych — atomistyczną oraz funkcjonalną, promowaną przez prof. Luszniwicza, przekonałem się, że tej drugiej nie da się zastosować w praktyce.

Moje zainteresowanie problematyką badania cen konsumpcyjnych znalazło odzwierciedlenie w kilku artykułach opublikowanych na łamach „WS” (m.in. Kordos, 1981ab, 1988a, 1990a).

Metody estymacji dla małych obszarów

Od ponad 30 lat statystycy podejmują problematykę estymacji dla małych obszarów, stosowanej, gdy wyniki badań reprezentacyjnych okazują się nierzetelne. Liczebność próbek jest zwykle za mała, aby uzyskać wiarygodne oceny bezpośrednie, stosuje się zatem metody pośrednie, takie jak wykorzystanie danych administracyjnych zbieranych do innych celów lub zwiększenie liczebności próby. Obie są jednak kosztowne, dlatego poszukuje się metod estymacji pośredniej. Dotychczasowe prace badawcze wskazują na przydatność metod estymacji pośredniej w zastosowaniach praktycznych, przy czym niezbędne są dalsze badania i eksperymenty, aby metody te mogły znaleźć zastosowanie na większą skalę.

Duże znaczenie dla zainteresowania się polskich naukowców problemami statystyki małych obszarów miała międzynarodowa konferencja, która odbyła się w 1992 r. w Warszawie. W efekcie tą tematyką badawczą zajęły się ośrodki naukowe w Warszawie, Poznaniu, Łodzi i Katowicach. Ważnym wydarzeniem było zorganizowanie w 2014 r. w Poznaniu międzynarodowej konferencji poświęconej statystyce małych obszarów⁵.

We wspólnym wydaniu „Statistics in Transition — new series” oraz „Survey Methodology” opublikowano artykuły opracowane na podstawie wybranych 15 referatów prezentowanych na tej konferencji, wśród nich znalazły się dwa referaty z Polski (Gołata, 2015; Kordos, 2016a).

Myślenie statystyczne — globalne zarządzanie jakością (TQM)

Problematyką myślenia statystycznego i TQM zainteresowałem się kilkanaście lat temu (Kordos, 2001ab). Prowadziłem wykłady i prace badawcze z tej dziedziny w Wyższej Szkole Menedżerskiej w Warszawie (Kordos, 2014b). W „WS” przedstawiłem zarys teoretycznego modelu TQM w statystyce oficjalnej (Kordos, 2016b); mam nadzieję, że uda mi się opracować monografię poświęconą teorii i praktyce TQM.

Pragnę przy okazji zwrócić uwagę na zastosowanie podejścia bayesowskiego w statystyce, szczególnie na markowowskie metody Monte Carlo, znane jako MCMC (*Markov Chain Monte Carlo*), które od ponad 25 lat są powszechnie wykorzystywanym narzędziem obliczeniowym. Algorytmy MCMC zrewolucjonizowały statystykę bayesowską. Umożliwiły obliczanie rozkładów *a posteriori* w przypadku niedostępności dokładnych wyrażeń analitycznych. Dzięki temu statystycy uwolnili się od konieczności posługiwania się nadmiernie uproszczonymi modelami; wykorzystując nowoczesną technikę obliczeniową budują modele coraz bardziej realistyczne, zwykle o strukturze hierarchicznej.

W ubiegłym roku ukazała się interesująca monografia na temat modelowania bayesowskiego, omawiająca teorię i zawierająca przykłady zastosowań (Grzenia, 2016). Warto podkreślić, że podejście bayesowskie znajduje zastosowanie m.in. w statystyce małych obszarów, co jest dość ważne w badaniach reprezentacyjnych, czyli w statystyce oficjalnej.

REFLEKSJE PO 60 LATACH

W ciągu 60 lat moich doświadczeń zawodowych obserwowałem tworzenie i rozwój wielu metod statystycznych zarówno w kraju, jak i za granicą; uczestniczyłem również w ich opracowywaniu. Mam na myśli głównie metodę reprezentacyjną, metody badania jakości danych statystycznych, metody estymacji dla małych obszarów oraz statystykę społeczną. Długoletnia praca w charakterze eksperta i konsultanta FAO, Banku Światowego, Eurostatu oraz UN Statistics Division (Wydziału Statystycznego ONZ) umożliwiła mi poznanie wielu wybitnych statystyków światowych, od których dużo się nauczyłem.

⁵ Organizatorem konferencji był Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu we współpracy z GUS.

Zadania stawiane statystyce wymagały zarówno stałego zgłębiania wiedzy teoretycznej, jak i jej praktycznego wykorzystania. W latach 50. XX w. zaczęto na szerszą skalę stosować i udoskonalać metodę reprezentacyjną. Mniej więcej od tego czasu rozwijają się metody badania jakości danych statystycznych. Pierwsza monografia na temat metod estymacji dla małych obszarów ukazała się w 1987 r. (Platek, Rao, Särndal i Singh, 1987). Polscy statystycy włączali się w te prace z pewnym opóźnieniem, ale stopniowo, m.in. dzięki pomocy naukowców z innych krajów, uzyskiwali odpowiedni standard badawczy.

Gdy przeglądam „WS”, nasuwają mi się refleksje natury zarówno ogólnej, jak i osobistej. Wspominam przyjaciół i kolegów, z którymi pracowałem przez wiele lat. Niektórzy już odeszli. Dzisiaj widzę wyraźnie, jak dużo im zawdzięczam. Niejednokrotnie różniliśmy się w poglądach i prowadziliśmy bardzo ożywione dyskusje, broniąc swoich przekonań.

Miałem możliwość dyskusowania z najlepszymi teoretykami i praktykami z różnych dziedzin statystyki, co było niezmiernie pouczające. Od początku mojej pracy naukowo-badawczej nurtowały mnie problemy możliwości zminimalizowania ewentualnych błędów w badaniu statystycznym oraz wykrycia już powstałych obciążeń. Dość szybko nawiązałem więc kontakt z Wydziałem Kontroli Statystycznej GUS i przez pewien czas brałem udział w kontroli m.in. badań budżetów gospodarstw domowych (wtedy pod nazwą budżetów rodzinnych), sprawozdawczości statystycznej i spisów rolnych, które w tym czasie przeprowadzano co roku. Pozwoliło mi to na poznanie statystyki oficjalnej „od kuchni”, wpłynęło na moje podejście do kontroli badań statystycznych i uzmysłowiło mi potrzebę zmian metodyki niektórych badań.

Przez cały czas utrzymywałem stały kontakt z redakcją „WS”. Szczególnie blisko współpracowałem z czasopiśmem w latach 1959 i 1960, gdy obowiązki redaktora naczelnego pełnił Michał Szymanowski, specjalista w zakresie badań budżetów gospodarstw domowych, międzynarodowy ekspert Światowej Organizacji Pracy (ILO) w Kambodży i mój serdeczny przyjaciel.

Z prof. Wiesławem Sadowskim współpracowałem prawie 50 lat. Już od 1956 r., gdy zostałem członkiem Komisji Matematycznej GUS, konsultowałem z nim trudniejsze problemy. W latach 1966—1972 pełniłem funkcję sekretarza Sekcji Statystyki przy Polskim Towarzystwie Ekonomicznym, której prof. Sadowski przewodniczył. W sierpniu 1980 r. został On mianowany prezesem GUS. W pełni popierał reaktywowanie PTS w 1981 r., a także udzielał mi wsparcia, gdy w grudniu 1985 r. zostałem wybrany na prezesa Towarzystwa. Z Jego inicjatywy zostałem dyrektorem Departamentu Badań Społecznych. Profesor był również pomysłodawcą opracowania zintegrowanego systemu badań gospodarstw domowych. Do 2005 r. przewodniczył Naukowej Radzie Statystycznej GUS. Pracowaliśmy w jednym pokoju, dzięki czemu mogliśmy na bieżąco omawiać różne tematy statystyczne i dydaktyczne (obaj prowadziliśmy zajęcia na wyższych uczelniach). Wielokrotnie zasięgałem Jego opinii przy redagowaniu „Statistics in Transition” („SiT”).

Wspominam również prof. Leszka Zienkowskiego, który już na początku lat 60. XX w. zachęcał mnie do podjęcia badań nad szacunkami rozkładów ludności według grup zamożności w ujęciu wojewódzkim. Skontaktował mnie z Komitetem Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN, dla którego wykonałem takie opracowanie (Kordos, 1963), co zapoczątkowało moje prace badawcze nad

metodami estymacji dla małych obszarów. W 1966 r. wspólnie z prof. Zienkowskim przygotowaliśmy założenia i statut Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN i przez wiele lat pracowaliśmy w tej placówce.

Dużo zawdzięczam krótkiej współpracy z prof. Neymanem, który w 1958 r. prowadził kilkutygodniowe konsultacje dla Komisji Matematycznej w zakresie zastosowania metody reprezentacyjnej w badaniach GUS (Zasępa, 1958). Spotkanie z jednym z najwybitniejszych statystyków XX w. miało długotrwałe skutki dla mojej pracy w kraju i za granicą. Wspomnę, że podczas konsultacji z prof. Neymanem w 1958 r. szczegółowo dyskutowaliśmy zagadnienia statystyki rolnej i realizowaliśmy przyjęte postanowienia wspólnie z Departamentem Rolnictwa i Leśnictwa.

W problematykę statystyki rolnej wprowadzili mnie prof. Konstanty Czerniewski, dyrektor Departamentu Rolnictwa i Leśnictwa, a w szczególności wicedyrektor Tadeusz Bohdanowicz; wiedza ta była mi bardzo przydatna w pracy za granicą.

Z wdzięcznością wspominam współpracę z amerykańskim statystykiem prof. Leslim Kishem, szczególnie na forum Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS). Dyskusja, jaką wówczas toczyliśmy, zaowocowała interesującym artykułem prof. Kisha w „SiT”, opublikowanym w tłumaczeniu na język polski na łamach „WS” (Kish, 1996).

W 1973 r. na sesji naukowej MIS w Austrii po raz pierwszy spotkałem prof. T. E. Daleniusa ze Szwecji. Umożliwił mi przedstawienie referatu na temat błędów losowych i nielosowych w Polsce na sesji, którą organizował w Wiedniu (Kordos, 1973b). Jego książkę pt. *Sampling in Sweden* (Dalenius, 1957) niejednokrotnie omawialiśmy na różnych spotkaniach w GUS.

W artykułach i monografiach często powoływałem się na dorobek naukowy prof. S.S. Zarkovicha dotyczący jakości danych statystycznych oraz badań reprezentacyjnych. Podczas międzynarodowych konferencji statystycznych wielokrotnie dyskutowaliśmy o metodach badania jakości danych i badań reprezentacyjnych; omawialiśmy także pewne podejmowane przez Niego problemy statystyczne, które — jak uważam — powinny być nadal studiowane, gdyż zawierają wiele aktualnych treści (Zarkovich, 1965, 1966, 1983, 1991).

Na podstawie obserwacji poczynionych w ciągu 60 lat mojej pracy uważam (świadomy subiektywizmu swojej oceny, gdyż zajmowałem się głównie problemami metodologicznymi), że w tym okresie polscy statystycy — zarówno akademicy, jak i oficjalni — działali aktywnie, i to nie tylko na gruncie krajowym, lecz także na arenie międzynarodowej, pomimo znacznych trudności, jakie napotykali. Prezentowali swój dorobek na międzynarodowych konferencjach i seminariach oraz brali udział w różnych projektach międzynarodowych, wnosząc istotny wkład w rozwój światowej statystyki.

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

LITERATURA

Allen, R.G.D. (1975). *Index Numbers in Theory and Practice*. New York: Aldine Publishing Company.

Dalenius, T.E. (1957). *Sampling in Sweden: Contributions to the Methods and Theories of Sample Survey Practice*. Stockholm: Almqvist and Wiksell.

- Deming, W.E. (1950). *Some Theory of Sampling*. New York: Wiley.
- Gołata, E. (2015). SAE education challenges to academics and NSI. *Statistics in Transition — new series and Survey Methodology, Joint Issue: Small Area Estimation 2014, vol. 16, no. 4*, s. 611—630.
- Grzenda, W. (2016). *Modelowanie bayesowskie — teoria i przykłady zastosowań*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Kish, L. (1996). Stuletnie zmagania o badania reprezentacyjne. *Wiadomości Statystyczne, nr 8*. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (1959). Szacunek rozkładu ludności pozarolniczej według grup zamożności. *Wiadomości Statystyczne, nr 3*, s. 4—8. Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1963). Rozkład ludności pozarolniczej w Polsce według wysokości dochodów na osobę w 1960 r. *Biuletyn Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN, z. 8 (27)*, s. 153—179.
- Kordos, J. (1970). Modele prognoz rozkładu dochodów według wysokości. W: *Wybrane problemy prognoz statystycznych. Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 11*, s. 230—244. Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1973a). *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*. Warszawa: PWE.
- Kordos, J. (1973b). On Analysis of Sampling and Non-sampling Errors in Official Statistics in Poland. *Proceeding of the 40th Session of the International Statistical Institute, XLV*, s. 609—616. Vienna.
- Kordos, J. (1981a). O potrzebie oceny precyzji wskaźników kosztów utrzymania. *Wiadomości Statystyczne, nr 8*, s. 1—3. Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1981b). W sprawie koncepcji korekty indeksów kosztów utrzymania w warunkach nierównowagi rynkowej. *Wiadomości Statystyczne, nr 12*, s. 11—14. Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1987). Dokładność danych w badaniach społecznych. *Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 35*, Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1988a). Badanie indeksów cen konsumpcyjnych w Polsce. *Wiadomości Statystyczne, nr 5*, s. 12—16. Warszawa: GUS.
- Kordos, J. (1988b). *Jakość danych statystycznych*. Warszawa: PWE.
- Kordos, J. (1990a). O dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyjnych. *Wiadomości Statystyczne, nr 5*, s. 1—6. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (1990b). Pomiar ubóstwa w Polsce. *Wiadomości Statystyczne, nr 11*, s. 1—6. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (1996). Nowe podejście do pomiaru ubóstwa — wnioski z doświadczeń amerykańskich. *Wiadomości Statystyczne, nr 5*, s. 25—36. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (1998). Prace badawcze nad ubóstwem i marginalizacją społeczną w Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne, nr 4*, s. 66—72. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (2001a). Czterowymiarowa struktura myślenia statystycznego w badaniu empirycznym. *Kwartalnik Statystyczny, nr 1*, s. 55—57. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (2001b). Globalne zarządzanie jakością wkracza do statystyki. *Kwartalnik Statystyczny, nr 2*, s. 9—12. Warszawa: PTS.
- Kordos, J. (2003). Program poprawy jakości statystyki. *Wiadomości Statystyczne, nr 7/8*, s. 64—77. Warszawa: GUS i PTS.
- Kordos, J. (2009). *Impact of J. Neyman and W.E. Deming on Sample Survey Practice in Poland*. The third Conference of the European Survey Research Association, Warsaw. Pobrano z: <http://www.europeansurveyresearch.org/sites/default/files/abstracts.pdf>.
- Kordos, J. (2012). Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach 1950—1993. *Wiadomości Statystyczne, nr 9*, s. 10—25. Warszawa: GUS i PTS.

- Kordos, J. (2014a). Moja współpraca z profesorem Władysławem Welfem. *Kwartalnik Statystyczny*, nr 1—2, s. 26—28. Warszawa: PTS.
- Kordos, J. (2014b). Rola myślenia statystycznego w zarządzaniu jakością. W: E. Frątczak, A. Kamińska, J. Kordos (red. nauk.). *Statystyka — zastosowania biznesowe i społeczne*, s. 7—31. Warszawa: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Menedżerskiej w Warszawie.
- Kordos, J. (2016a). Development of small area estimation in official statistics. *Statistics in Transition — new series and Survey Methodology, Joint Issue: Small Area Estimation 2014*, vol. 17, no. 1, s. 105—132.
- Kordos, J. (2016b). Zarys teoretycznego modelu TQM w statystyce oficjalnej. *Wiadomości Statystyczne*, nr 5, s. 1—6. Warszawa: GUS i PTS.
- Luszniewicz, A. (1982). *Statystyka społeczna*. Warszawa: PWE.
- Luszniewicz, A. (1984). *Indeksy kosztów utrzymania. Teoria i praktyka*. Warszawa: PWE.
- Morgenstern, O. (1950). *On the Accuracy of Economic Observations*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Panek, T. (2011). *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności — teoria i praktyka pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Platek, R., Rao, J.N.K., Särndal, C.E., Singh, M.P. (1987). *Small Area Statistics — An International Symposium*. New York: John Wiley & Sons.
- Steinhaus, H. (1956). Liczby złote i żelazne. *Zastosowania Matematyki*, nr 3, s. 51—65. Warszawa: PWN.
- Steinhaus, H. (2000). *Między duchem a materią pośredniczy matematyka*. Warszawa: PWN.
- Szutkowska, J. (2012). Zarządzanie jakością w statystyce publicznej: standardy, metody, modele i narzędzia. *Wiadomości Statystyczne*, nr 11, s. 38—51. Warszawa: GUS i PTS.
- Zarkovich, S.S. (1965). *Sampling methods and censuses*. Rome: FAO.
- Zarkovich, S.S. (1966). *Quality of Statistical Data*. Rome: FAO.
- Zarkovich, S.S. (1983). *Statistics for tomorrow*. Rome: Cadmo Editore.
- Zarkovich, S.S. (1991). *Statistical development*, vol. 1—4. Aldershot: Avebury.
- Zasępa, R. (1956). W sprawie szerszego stosowania metody reprezentacyjnej w praktyce statystycznej. *Wiadomości Statystyczne*, nr 3, s. 19—20. Warszawa: GUS.
- Zasępa, R. (1958). Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem. *Wiadomości Statystyczne*, nr 6, s. 7—12. Warszawa: GUS.
- Zienkowski, L. (1979). *Poziom życia — metody mierzenia i oceny*. Warszawa: PWE.

Summary. *The author presents a general overview of his contacts with „Statistical News” and research topics covered by the journal. He recalls the first editors-in-chief and cooperation with the editorial board. The author discusses some of his articles published in „Statistical News” devoted mainly to: sample surveys, quality of statistical data, methodology of poverty research and its analysis, consumer prices research, estimation method for small areas as well as total quality management (TQM). Finally, the author shares his reflections on 60 years of professional experience and mentions some of the achievements of national and foreign statisticians he cooperated with.*

Keywords: sample surveys, quality of statistical data, poverty analysis, consumer prices research, estimation for small areas, total quality management.

STUDIA METODOLOGICZNE

Karol DERĘGOWSKI
Miroslaw KRZYŚKO
Łukasz WASZAK
Waldemar WOŁYŃSKI

Zastosowanie funkcjonalnej analizy kanonicznej w badaniu zależności między wydatkami konsumpcyjnymi w europejskich gospodarstwach domowych

Streszczenie. *Celem artykułu jest zbadanie zależności między wydatkami na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe a pozostałymi wydatkami konsumpcyjnymi gospodarstw domowych w 27 krajach Europy w latach 2000—2010. Wybór krajów i przedziału czasowego podyktowany został dostępnością i kompletnością danych pochodzących z Eurostatu. Nowością zaprezentowaną w tej pracy jest rozpatrywanie lat łącznie, a nie każdego roku oddzielnie. Stało się to możliwe dzięki przekształceniu danych pierwotnych na wielowymiarowe dane funkcjonalne oraz skonstruowaniu korelacji i zmiennych kanonicznych dla danych przekształconych.*

Z badania wynika, że wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe są bardzo silnie skorelowane z pozostałymi wydatkami konsumpcyjnymi (współczynnik korelacji kanonicznej między dwiema pierwszymi funkcjonalnymi zmiennymi kanonicznymi wynosi 0,99). Wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe mają prawie jednakowy wkład w budowę funkcjonalnej zmiennej kanonicznej U_1 , natomiast największy udział w budowie funkcjonalnej zmiennej kanonicznej V_1 przypada wydatkom na artykuły żywnościowe i napoje bezalkoholowe oraz wydatkom na odzież i obuwie.

Słowa kluczowe: analiza kanoniczna, wielowymiarowa funkcjonalna analiza danych, spożycie indywidualne według celu.

JEL: C18, C22, C38

Inspiracją do przygotowania tego opracowania jest artykuł Marleny Piekut (2016). W pracy podjęto się empirycznego zbadania zależności między indywidualnymi wydatkami gospodarstw domowych na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe a pozostałymi artykułami konsumpcyjnymi gospodarstw domowych w wybranych krajach europejskich w latach 2000—2010. Nowością w naszej pracy jest rozpatrywanie okresu badawczego łącznie, a nie każdego roku oddzielnie. Można to było osiągnąć po przekształceniu oryginalnych danych w postaci szeregów czasowych na wektorowe funkcje ciągłe, określone na ustalonym przedziale czasowym, zwane wielowymiarowymi danymi funkcjonalnymi.

W klasycznych metodach statystycznych obiekty podlegające badaniu charakteryzowane są za pomocą cech obserwowanych w ustalonym momencie. Tutaj zakładamy, że poszczególne kraje charakteryzowane są za pomocą zmiennych funkcjonalnych. Czym są zmienne funkcjonalne? Zmienna funkcjonalna X jest zmienną losową przyjmującą wartości w pewnej przestrzeni funkcjonalnej E . Zbiór danych funkcjonalnych jest próbką $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ (oznaczaną również przez $\{X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)\}$, jeśli jest to wygodne) pobraną z rozkładu zmiennej funkcjonalnej X . Dalej zakładamy, że E jest przestrzenią Hilberta wszystkich funkcji całkowalnych z kwadratem na pewnym przedziale $[a, b]$, czyli przestrzenią $L_2([a, b])$.

W tym przypadku dane funkcjonalne mogą być przedstawione w postaci:

$$X(t) = \sum_{b=0}^{\infty} c_b \varphi_b(t)$$

gdzie $\varphi_b(t)$ są znanymi, ustalonymi funkcjami ortonormalnymi lub inaczej elementami ortonormalnej bazy $\{\varphi_0, \varphi_1, \dots\}$. Zauważmy, że reprezentacja funkcji za pomocą nieskończonego szeregu ortonormalnego wymaga znajomości nieskończonej liczby współczynników c_b . Niestety nikt z nas nie potrafi radzić sobie z nieskończoną liczbą współczynników. W związku z tym do aproksymacji funkcji $X(t)$ wykorzystuje się ucięty (skończony) szereg ortonormalny, zwany inaczej sumą częściową, o postaci:

$$X_B(t) := \sum_{b=0}^B c_b \varphi_b(t) = \mathbf{c}' \boldsymbol{\varphi}(t) = \boldsymbol{\varphi}'(t) \mathbf{c}$$

gdzie $\mathbf{c} = (c_0, c_1, \dots, c_B)'$, a $\boldsymbol{\varphi}(t) = (\varphi_0(t), \varphi_1(t), \dots, \varphi_B(t))'$. Parametr B , będący liczbą naturalną, nazywa się punktem ucięcia. Zazwyczaj tylko niewielka liczba współczynników rozwinięcia jest istotna, a pozostałe są mało znaczące. Prowadzi to do istotnej redukcji danych bez straty informacji w nich zawartej.

Z grubsza rzecz biorąc główny problem statystyczny polega na optymalnym wyborze punktu ucięcia B oraz optymalnym oszacowaniu współczynników c_b . Problem ten będzie opisany w dalszej części artykułu.

W tym miejscu nasuwa się naturalne pytanie, czy w rzeczywistości istnieją dane funkcjonalne? Pytanie to ma istotne znaczenie, gdyż w praktyce wartości obserwowanego procesu losowego $X(t)$ są zawsze rejestrowane w dyskretnych momentach czasu t_1, t_2, \dots, t_J , rzadziej lub gęściej rozmieszczonych w przedziale zmienności argumentu t . Tak więc ostatecznie mamy zawsze do czynienia z szeregiem czasowym $\{x(t_1), x(t_2), \dots, x(t_J)\}$ lub inaczej — z wysokowymiarowym wektorem obserwacji. Istnieją jednakże liczne powody, by szeregi takie modelować jako elementy przestrzeni funkcjonalnej, ponieważ dane funkcjonalne mają wiele zalet w porównaniu z innymi sposobami reprezentowania szeregów czasowych. Można wyróżnić ich następujące zalety:

- po pierwsze, łatwo radzą sobie z problemem brakujących obserwacji, ponieważ w przypadku danych funkcjonalnych problem ten jest rozwiązany poprzez wyrażenie szeregów czasowych w postaci zbioru krzywych ciągłych;
- po drugie, dane funkcjonalne w sposób naturalny zachowują strukturę obserwacji, tj. zachowują zależność czasową obserwacji i biorą pod uwagę informację o każdym pomiarze;
- po trzecie, momenty obserwacji nie muszą być równomiernie rozmieszczone w poszczególnych szeregach czasowych;
- po czwarte, dane funkcjonalne unikają „przekleństwa” nadmiernej wymiarowości, ponieważ szeregi czasowe zostają zastąpione zbiorem krzywych ciągłych niezależnych od całkowitej liczby punktów czasowych, w których dokonuje się obserwacji.

Chociaż prace dotyczące danych funkcjonalnych pojawiały się już wcześniej, to za symboliczny początek metod statystycznych dla danych funkcjonalnych należy przyjąć ukazanie się monografii Ramsaya i Silvermana (1997). W roku 2005 ukazało się jej drugie wydanie, które pociągnęło za sobą prawdziwy wysyp opracowań związanych z analizą danych funkcjonalnych.

Wśród wielu metod statystycznych skonstruowanych dla danych funkcjonalnych poczesne miejsce zajmują trzy metody określane wspólnym mianem metod redukcji wymiaru. Są to analiza składowych głównych, analiza zmiennych dyskryminacyjnych oraz analiza korelacji i zmiennych kanonicznych. Klasyczne wersje tych metod zakładają, że rozpatrywane obiekty charakteryzowane są wieloma cechami. Tymczasem, w przypadku danych funkcjonalnych, większość dotychczas istniejących prac przyjmuje, że obiekty charakteryzowane są za pomocą jednowymiarowych danych funkcjonalnych. Przykładem jest tu opracowanie He, Mullera i Wanga (2004) poświęcone funkcjonalnej analizie kanonicznej. Pokazuje ono rozbieżność między założeniami metod klasycznych i metod dla danych funkcjonalnych. Pierwszymi autorami, którzy podali kon-

struktury składowych głównych dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych byli Jacques i Preda (2014). Konstrukcja trzech wspomnianych metod redukcji wymiaru dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych podana została w pracy Góreckiego, Krzyński, Waszaka i Wołyńskiego (2016). Zastosowania składowych głównych dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych zostały natomiast opisane w pracach Góreckiego, Krzyński, Waszaka i Wołyńskiego (2014) oraz Krzyński, Majki i Wołyńskiego (2016). Nasza praca ma na celu przybliżenie Czytelnikowi nowej techniki badawczej, a mianowicie analizę kanoniczną dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych oraz jej zastosowanie na przykładzie badania związku między dwoma zbiorami cech charakteryzujących wybrane kraje europejskie w ustalonym przedziale czasowym.

DOBÓR ZMIENNYCH

Dane pochodzą z Eurostatu i dotyczą spożycia indywidualnego według celu w 27 wybranych krajach europejskich we wspomnianym już wcześniej okresie 2000—2010. Wybór krajów i przedziału czasowego podyktowany był dostępnością i kompletnością danych. Klasyfikacja Spożycia Indywidualnego według Celu (*Classification of Individual Consumption by Purpose — COICOP*)¹ obejmuje następujące grupy wydatków:

- 1) artykuły żywnościowe i napoje bezalkoholowe;
- 2) napoje alkoholowe i tytoń;
- 3) odzież i obuwie;
- 4) mieszkanie, woda, elektryczność, gaz i inne paliwa;
- 5) wyposażenie wnętrza, sprzęty domowe i bieżące utrzymanie budynku;
- 6) opieka zdrowotna;
- 7) transport;
- 8) łączność;
- 9) wypoczynek i kultura;
- 10) szkolnictwo;
- 11) hotele, kawiarnie i restauracje;
- 12) różne towary i usługi.

Wydatki uwzględnione w grupie drugiej podzielono na wydatki na napoje alkoholowe (cecha Y_1) oraz wydatki na wyroby tytoniowe (cecha Y_2). Jednocześnie pozostałych grup wydatków przyjęto jako cechy X_1, X_2, \dots, X_{11} . Interesuje nas związek między cechami Y_1 i Y_2 oraz cechami X_1, X_2, \dots, X_{11} dla 27 wybranych państw europejskich w latach 2000—2010 rozpatrywanych łącznie.

¹ *Final consumption expenditure of households by consumption purpose — COICOP 3 digit — aggregates at current prices* [nama_co3_c], Eurostat, dostęp 4.05.2016 r.

DANE FUNKCJONALNE

Pokażemy teraz sposób przejścia od szeregu czasowego do funkcji ciągłej.

Niech x_j oznacza zaobserwowaną wartość cechy X w j -tym momencie czasowym t_j , gdzie $j=1, 2, \dots, J$. Wówczas dane te składają się z J par (t_j, x_j) . Takie dane dyskretne można wygładzić za pomocą pewnej funkcji ciągłej $x(t)$, gdzie $t \in I$ oraz I jest zbiorem spójnym, takim że $t_j \in I$, dla $j=1, 2, \dots, J$ (Ramsay i Silverman, 2005). Załóżmy, że funkcję $x(t)$ można przedstawić jako kombinację liniową skończonej liczby $B+1$ ortonormalnych funkcji podstawowych w następującej postaci:

$$x(t) = \sum_{b=0}^B c_b \varphi_b(t) \quad t \in I \quad (1)$$

gdzie $\{\varphi_b\}$ jest układem ortonormalnych funkcji bazowych, a c_0, c_1, \dots, c_B są współczynnikami, które podlegają estymacji.

Przypomnijmy, że w przestrzeni Hilberta $L_2(I)$ funkcji całkowalnych z kwadratem zbiór funkcji $\{\varphi_b\}$ jest nazywany ortonormalnym wtedy i tylko wtedy, gdy iloczyn skalarny dowolnych dwóch funkcji z tej przestrzeni jest równy:

$$\langle \varphi_i(t), \varphi_j(t) \rangle = \int_I \varphi_i(t) \varphi_j(t) dt = \delta_{ij}$$

gdzie δ_{ij} jest deltą Kroneckera ($\delta_{ij}=1$, gdy $i=j$ oraz poza tym 0). Najczęściej wybieranymi układami funkcji podstawowych są bazy Fouriera oraz Legendre'a.

Niech $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_J)'$ będzie wektorem obserwacji, $\mathbf{c} = (c_0, c_1, \dots, c_B)'$ wektorem nieznanymi współczynników, natomiast $\Phi(t)$ macierzą wymiaru $J \times (B+1)$, której elementami są wartości ortonormalnych funkcji bazowych $\varphi_b(t_j)$ w kolejnych punktach czasowych t_j , gdzie $b=0, 1, \dots, B$, $j=1, 2, \dots, J$. Wektor $\mathbf{c} = (c_0, c_1, \dots, c_B)'$ w wyrażeniu (1) jest estymowany metodą najmniejszych kwadratów w ten sposób, aby minimalizować funkcję:

$$S(\mathbf{c}) = (\mathbf{x} - \Phi(\mathbf{c}))' (\mathbf{x} - \Phi(\mathbf{c}))$$

Różniczkując funkcję $S(\mathbf{c})$ względem \mathbf{c} , otrzymujemy estymator najmniejszych kwadratów postaci:

$$\hat{c} = (\Phi'(t) \Phi(t))^{-1} \Phi'(t)x$$

Estymacja wektora c metodą najmniejszych kwadratów jest w tej tematyce powszechnie stosowana, poczynając od monografii Ramsaya i Silvermana (2005) i kończąc na pracy przeglądowej Cuevasa (2014).

Założmy, że mamy n niezależnych zbiorów $\{(t_{i1}, x_{i1}), \dots, (t_{iJ}, x_{iJ})\}$, $i = 1, 2, \dots, n$. Każdy z tych zbiorów z osobna można wygładzić za pomocą pewnej funkcji ciągłej postaci:

$$x_i(t) = \sum_{b=0}^{B_i} \hat{c}_{ib} \varphi_b(t) \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad t \in I$$

Otrzymujemy wówczas n wartości B_i , $i = 1, 2, \dots, n$. Optymalna wartość B_i dobierana jest przy użyciu bayesowskiego kryterium informacyjnego wprowadzonego przez Schwarza (1978), a w literaturze anglojęzycznej oznaczanego przez BIC :

$$BIC(x_i(t)) = J \ln \left(\frac{e'_i e_i}{J} \right) + (B_i + 1) \left(\frac{\ln J}{J} \right)$$

gdzie $e_j = (e_{j1}, e_{j2}, \dots, e_{jJ})'$ jest wektorem błędów, takim że $e_j = x_j +$

$$- \sum_{b=0}^{B_i} \hat{c}_{ib} \varphi_b(t_j), \quad j = 1, 2, \dots, J, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad B_i \text{ wyznacza liczbę elementów}$$

bazy, natomiast wspólna wartość B jest wartością średnią z poszczególnych wartości B_i . Obszerna dyskusja na temat optymalnego doboru tych wartości, łącznie z badaniami symulacyjnymi, znajduje się w pracy Waszaka (2016).

Dalej zakładając będziemy, że funkcja ciągła $x_i(t)$, wygładzająca zbiór $\{(t_{i1}, x_{i1}), \dots, (t_{iJ}, x_{iJ})\}$, ma następującą postać:

$$x_i(t) = \sum_{b=0}^B \hat{c}_{ib} \varphi_b(t) \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad t \in I \quad (2)$$

Dotychczas w analizie danych obiekty były scharakteryzowane za pomocą tylko i wyłącznie jednej cechy obserwowanej w wielu momentach czasowych (wielowymiarowość ze względu na czas). Nasze rozważania uogólnimy na przypadek $p \geq 2$ cech. Wówczas dane składają się z n niezależnych funkcji wektorowych $x_i(t) = (x_{i1}(t), x_{i2}(t), \dots, x_{ip}(t))'$, $i = 1, 2, \dots, n$, przy czym składowe $x_{ib}(t)$ są klasycznymi danymi funkcjonalnymi postaci (2). Zbiór danych

$\{x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t)\}$ nazywa się zbiorem wielozmiennych danych funkcjonalnych.

Założmy, że d -ta składowa funkcji wektorowej $x(t)$ może być reprezentowana za pomocą skończonej liczby ortonormalnych funkcji podstawowych φ_b :

$$x_d(t) = \sum_{b=0}^{B_d} \hat{c}_{db} \varphi_b(t) \quad t \in I, \quad d = 1, 2, \dots, p$$

gdzie c_{db} są zmiennymi losowymi, takimi że $E(c_{db}) = 0$, $\text{Var}(c_{db}) < \infty$, $d = 1, 2, \dots, p$, $b = 0, 1, \dots, B_d$. Niech

$$c = (c_{10}, \dots, c_{1B_1}, \dots, c_{p0}, \dots, c_{pB_p})'$$

będzie wektorem współczynników podlegających estymacji metodą najmniejszych kwadratów, natomiast:

$$\Phi(t) = \begin{bmatrix} \varphi'_{B_1}(t) & 0' & \dots & 0' \\ 0' & \varphi'_{B_2}(t) & \dots & 0' \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0' & 0' & \dots & \varphi'_{B_p}(t) \end{bmatrix} \quad (3)$$

macierzą, której elementami są ortonormalne funkcje podstawowe, przy czym $\varphi_{B_d}(t) = (\varphi_0(t), \varphi_1(t), \dots, \varphi_{B_d}(t))'$ jest wektorem ortonormalnych funkcji podstawowych, odpowiadającym d -tej składowej funkcji wektorowej $x(t)$, $d = 1, 2, \dots, p$. Wówczas funkcję wektorową $x(t)$ możemy zapisać równoważnie w następującej postaci:

$$x(t) = \Phi(t)c \quad t \in I, \quad E(c) = 0 \quad (4)$$

ZMIENNE KANONICZNE DLA WIELOWYMIAROWYCH DANYCH FUNKCJONALNYCH

Klasyczna analiza kanoniczna wywodząca się z pracy Hotellinga (1936) jest metodą pozwalającą na badanie zależności między zespołem cech zależnych oraz zespołem cech niezależnych. Jeżeli zespół cech zależnych składa się tylko z jednej cechy, to metoda ta jest równoważna regresji wielokrotnej. Obydwa zespoły cech obserwowane są na tych samych jednostkach statystycznych w ustalonym momencie czasu. Jeśli zespoły cech obserwowane są w wielu momentach czasowych, to uzyskane dane reprezentują szeregi czasowe. Szeregi te

mogą być przekształcone do postaci funkcji ciągłych określonych na pewnym przedziale czasowym. Przekształcone dane nazywają się wielowymiarowymi danymi funkcjonalnymi. Przedstawimy teraz konstrukcję zmiennych kanonicznych dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych, które noszą nazwę funkcjonalnych zmiennych kanonicznych. Wykorzystując reprezentację danych funkcjonalnych opisaną wcześniej możemy założyć, że składowe $Y_g(t)$ procesu losowego $Y(t)$ oraz składowe $X_h(t)$ procesu $X(t)$ mogą zostać przedstawione odpowiednio za pomocą skończonej liczby ortonormalnych funkcji bazowych $\{\varphi_e\}$ oraz $\{\varphi_f\}$:

$$Y_g(t) = \sum_{e=0}^{E_g} \alpha_{ge} \varphi_e(t) \quad t \in I_1, \quad g = 1, 2, \dots, p$$

$$X_h(t) = \sum_{f=0}^{F_h} \beta_{hf} \varphi_f(t) \quad t \in I_2, \quad h = 1, 2, \dots, q$$

Wprowadźmy dodatkowo następującą notację:

$$\alpha = (\alpha_{10}, \dots, \alpha_{1E_1}, \dots, \alpha_{p0}, \dots, \alpha_{pE_p})'$$

$$\beta = (\beta_{10}, \dots, \beta_{1F_1}, \dots, \beta_{q0}, \dots, \beta_{qF_q})'$$

$$\Phi_1(t) = \begin{bmatrix} \varphi'_{E_1}(t) & 0' & \dots & 0' \\ 0' & \varphi'_{E_2}(t) & \dots & 0' \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0' & 0' & \dots & \varphi'_{E_p}(t) \end{bmatrix}$$

$$\Phi_2(t) = \begin{bmatrix} \varphi'_{F_1}(t) & 0' & \dots & 0' \\ 0' & \varphi'_{F_2}(t) & \dots & 0' \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0' & 0' & \dots & \varphi'_{F_q}(t) \end{bmatrix}$$

gdzie $\varphi_{E_1}, \dots, \varphi_{E_p}$ oraz $\varphi_{F_1}, \dots, \varphi_{F_q}$ są wektorami, których składowymi są ortonormalne funkcje bazowe odpowiednio przestrzeni $L_2(I_1)$ oraz $L_2(I_2)$. Używając powyższej notacji procesy $Y(t)$ oraz $X(t)$ można zapisać w postaci:

$$Y(t) = \Phi_1(t)\alpha \quad E(\alpha) = 0$$

$$X(t) = \Phi_2(t)\beta \quad E(\beta) = 0$$

Funkcjonalne zmienne kanoniczne U oraz V dla procesów losowych $Y(t)$ oraz $X(t)$ można zdefiniować w następujący sposób:

$$U = \langle \mathbf{u}(t), \mathbf{Y}(t) \rangle = \int_{I_1} \mathbf{u}'(t) \mathbf{Y}(t) dt$$

$$V = \langle \mathbf{v}(t), \mathbf{X}(t) \rangle = \int_{I_2} \mathbf{v}'(t) \mathbf{X}(t) dt$$

gdzie funkcje wektorowe $\mathbf{u}(t)$ oraz $\mathbf{v}(t)$ nazywane są wektorowymi funkcjami wagowymi. Funkcje wagowe $\mathbf{u}(t)$ oraz $\mathbf{v}(t)$ są dobierane w taki sposób, aby zmaksymalizować współczynnik korelacji

$$\rho = \frac{\text{Cov}(U, V)}{\sqrt{\text{Var}(U) \text{Var}(V)}} \quad (5)$$

między funkcjonalnymi zmiennymi kanonicznymi U oraz V , przy dodatkowych warunkach ograniczających

$$\text{Var}(U) = \text{Var}(V) = 1 \quad (6)$$

Identyczne kryterium jest stosowane przy konstrukcji klasycznych zmiennych kanonicznych. Współczynnik ρ nazywany jest współczynnikiem korelacji kanonicznej. Jednakże maksymalizacja tego współczynnika nie daje zadowalających wyników, bowiem w przypadku funkcjonalnym możemy dowolnie wybrać funkcję wektorową $\mathbf{u}(t)$, skonstruować zmienną kanoniczną $U = \langle \mathbf{u}(t), \mathbf{Y}(t) \rangle$, a następnie znaleźć funkcję wektorową $\mathbf{v}(t)$ taką, aby współczynnik korelacji ρ dany wzorem (5) był równy 1, gdzie $V = \langle \mathbf{v}(t), \mathbf{X}(t) \rangle$. Funkcje wagowe $\mathbf{u}(t)$ oraz $\mathbf{v}(t)$ nie dają zatem użytecznej informacji o sile powiązań między zbiorami cech, co wyraźnie wskazuje na potrzebę zastosowania technik wygładzania. Prosty sposób wygładzenia jest modyfikacja warunków ograniczających (6) poprzez dodanie pewnego współczynnika kary:

$$U^{(N)} = \text{Var}(U) + \lambda \text{PEN}_2(\mathbf{u}(t)) = 1 \quad (7)$$

$$V^{(N)} = \text{Var}(V) + \lambda \text{PEN}_2(\mathbf{v}(t)) = 1 \quad (8)$$

gdzie współczynnik kary PEN_2 jest scałkowanym kwadratem drugich pochodnych, tj.:

$$\begin{aligned} \text{PEN}_2(\mathbf{u}(t)) &= \int_{I_1} \left(\frac{\partial^2 \mathbf{u}(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \mathbf{u}(t)}{\partial t^2} dt = \int_{I_1} \left(\frac{\partial^2 \Phi_1(t) \mathbf{u}}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_1(t) \mathbf{u}}{\partial t^2} dt \\ &= \mathbf{u}' \int_{I_1} \left(\frac{\partial^2 \Phi_1(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_1(t)}{\partial t^2} dt \mathbf{u} = \mathbf{u}' \mathbf{R}_1 \mathbf{u} \end{aligned} \quad (9)$$

gdzie $\mathbf{R}_1 = \int_{I_1} \left(\frac{\partial^2 \Phi_1(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_1(t)}{\partial t^2} dt$

oraz

$$\begin{aligned} PEN_2(\mathbf{v}(t)) &= \int_{I_2} \left(\frac{\partial^2 \mathbf{v}(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \mathbf{v}(t)}{\partial t^2} dt = \int_{I_2} \left(\frac{\partial^2 \Phi_2(t) \mathbf{v}}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_2(t) \mathbf{v}}{\partial t^2} dt = \\ &= \mathbf{v}' \int_{I_2} \left(\frac{\partial^2 \Phi_2(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_2(t)}{\partial t^2} dt \mathbf{v} = \mathbf{v}' \mathbf{R}_2 \mathbf{v} \end{aligned} \quad (10)$$

gdzie $\mathbf{R}_2 = \int_{I_2} \left(\frac{\partial^2 \Phi_2(t)}{\partial t^2} \right)' \frac{\partial^2 \Phi_2(t)}{\partial t^2} dt$

Współczynnik kary PEN_2 jest uogólnieniem współczynnika wprowadzanego przez Ramsaya i Silvermana (2005, s. 84) na przypadek wielozmienny. Współczynnik PEN_2 służy do oszacowania gładkości funkcji $x(t)$. Kwadrat drugiej pochodnej $[D^2 x(t)]^2$ tej funkcji w momencie t jest nazywany jej krzywizną w punkcie t . Zauważmy, że linia prosta, z czym się wszyscy zgadzamy, nie ma krzywizny i jej druga pochodna w każdym punkcie jest równa zero. Im większa wartość drugiej pochodnej funkcji $x(t)$ w punkcie t , tym większa krzywizna tej funkcji w punkcie t . Zatem naturalną miarą krzywizny funkcji jest scałkowany kwadrat drugiej pochodnej tej funkcji:

$$PEN_2 = \int_I [D^2(x(t))]^2 dt$$

Efekt wprowadzenia współczynnika kary jest taki, że bierzemy pod uwagę nie tylko wariancje zmiennych kandydujących na funkcjonalne zmienne kanoniczne, ale także krzywizny i porównujemy ważoną sumę tych dwóch wielkości.

Pierwszy współczynnik korelacji kanonicznej ρ_1 i odpowiadające mu wektorowe funkcje wagowe $\mathbf{u}_1(t)$ oraz $\mathbf{v}_1(t)$ można zdefiniować następująco:

$$\rho_1 = \sup_{\mathbf{u} \in L_2(I_1^p), \mathbf{v} \in L_2(I_1^q)} \frac{\text{Cov}(\langle \mathbf{u}(t), \mathbf{Y}(t) \rangle, \langle \mathbf{v}(t), \mathbf{X}(t) \rangle)}{\sqrt{U^{(N)} V^{(N)}}} \quad (11)$$

przy dodatkowych warunkach ograniczających

$$U^{(N)} = V^{(N)} = 1 \quad (12)$$

W ogólności k -ty współczynnik korelacji kanonicznej ρ_k i odpowiadające mu wektorowe funkcje wagowe $\mathbf{u}_k(t)$ oraz $\mathbf{v}_k(t)$ są zdefiniowane w następujący sposób:

$$\begin{aligned}\rho_k &= \sup_{\mathbf{u} \in L_2(I_1^p), \mathbf{v} \in L_2(I_1^q)} \text{Cov}(\langle \mathbf{u}(t), \mathbf{Y}(t) \rangle, \langle \mathbf{v}(t), \mathbf{X}(t) \rangle) = \\ &= \text{Cov}(\langle \mathbf{u}_k(t), \mathbf{Y}(t) \rangle, \langle \mathbf{v}_k(t), \mathbf{X}(t) \rangle)\end{aligned}$$

gdzie $\mathbf{u}_k(t)$ oraz $\mathbf{v}_k(t)$ spełniają warunek (12) oraz k -ta para zmiennych kanonicznych (U_k, V_k) nie jest skorelowana z $k-1$ zmiennymi kanonicznymi, gdzie

$$U_k = \langle \mathbf{u}_k(t), \mathbf{Y}(t) \rangle$$

$$V_k = \langle \mathbf{v}_k(t), \mathbf{X}(t) \rangle$$

są funkcjonalnymi zmiennymi kanonicznymi. Taką procedurę nazywa się wygładzoną analizą korelacji kanonicznych. Wyrażenie $(\rho_k, \mathbf{u}_k(t), \mathbf{v}_k(t))$ nazywać będziemy k -tym układem kanonicznym pary procesów losowych $\mathbf{Y}(t)$ oraz $\mathbf{X}(t)$. Niech

$$\begin{aligned}\sum_{11} &= \text{Var}(\boldsymbol{\alpha}) = \text{E}(\boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\alpha}') \\ \sum_{12} &= \text{Var}(\boldsymbol{\beta}) = \text{E}(\boldsymbol{\beta}\boldsymbol{\beta}') \\ \sum_{12} &= \text{Cov}(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}) = \text{E}(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}')\end{aligned}$$

Zdefiniujmy teraz zmienne kanoniczne $U^* = \langle \mathbf{u}, \boldsymbol{\alpha} \rangle$ oraz $V^* = \langle \mathbf{v}, \boldsymbol{\beta} \rangle$ odpowiednio dla wektorów losowych $\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\boldsymbol{\beta}$. k -ta korelacja kanoniczna γ_k i związane z nią wektory wagowe \mathbf{u}_k oraz \mathbf{v}_k są zdefiniowane następująco:

$$\gamma_k = \sup_{\mathbf{u} \in \mathfrak{R}^{E+p}, \mathbf{v} \in \mathfrak{R}^{F+q}} \text{Cov}(\langle \mathbf{u}, \boldsymbol{\alpha} \rangle, \langle \mathbf{v}, \boldsymbol{\beta} \rangle) = \mathbf{u}_k' \sum_{12} \mathbf{u}_k$$

przy dodatkowych warunkach ograniczających

$$\mathbf{u}_k' (\sum_{11} + \lambda \mathbf{R}_1) \mathbf{u}_k = 1$$

$$\mathbf{v}_k' (\sum_{22} + \lambda \mathbf{R}_2) \mathbf{v}_k = 1$$

gdzie macierze \mathbf{R}_1 i \mathbf{R}_2 są zdefiniowane odpowiednio za pomocą wyrażeń (9) oraz (10), a k -ta para zmiennych kanonicznych (U_k^*, V_k^*) nie jest skorelowana z pierwszymi $k-1$ parami zmiennych kanonicznych. Wyrażenie $(\gamma_k, \mathbf{u}_k, \mathbf{v}_k)$ nazywać będziemy k -tym układem kanonicznym wektorów losowych $\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\boldsymbol{\beta}$.

Prawdziwe jest następujące twierdzenie (Górecki i in., 2016):

Twierdzenie: k -ty układ kanoniczny $(\rho_k, \mathbf{u}_k(t), \mathbf{v}_k(t))$, pary procesów losowych $\mathbf{Y}(t)$ oraz $\mathbf{X}(t)$ jest zależny od k -tego układu kanonicznego $(\gamma_k, \mathbf{u}_k, \mathbf{v}_k)$ pary wektorów losowych $\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\boldsymbol{\beta}$ poprzez następujące równości:

$$\rho_k = \gamma_k$$

$$\mathbf{u}_k(t) = \boldsymbol{\Phi}_1(t)\mathbf{u}_k \quad t \in I_1$$

$$\mathbf{v}_k(t) = \boldsymbol{\Phi}_2(t)\mathbf{v}_k \quad t \in I_2$$

gdzie $k = 1, 2, \dots, \min(K_1 + p, K_2 + q)$, $K_1 = E_1 + E_2 + \dots + E_p$, $K_2 = F_1 + F_2 + \dots + F_q$.

Z tego twierdzenia wynika, że zmienne kanoniczne U_k i V_k dla pary procesów losowych $\mathbf{Y}(t) = \boldsymbol{\Phi}_1(t)\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\mathbf{X}(t) = \boldsymbol{\Phi}_2(t)\boldsymbol{\beta}$ są postaci $U_k = \mathbf{u}'_k\boldsymbol{\alpha}$ oraz $V_k = \mathbf{v}'_k\boldsymbol{\beta}$, gdzie \mathbf{u}_k oraz \mathbf{v}_k są wektorami wagowymi w zmiennych kanonicznych $U_k^* = \mathbf{u}'_k\boldsymbol{\alpha}$ oraz $V_k^* = \mathbf{v}'_k\boldsymbol{\beta}$ dla pary wektorów losowych $\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\boldsymbol{\beta}$, $k = 1, 2, \dots, \min(K_1 + p, K_2 + q)$.

Analiza korelacji kanonicznych dla wektorów losowych $\boldsymbol{\alpha}$ oraz $\boldsymbol{\beta}$ opiera się na macierzach $\boldsymbol{\Sigma}_{11}$, $\boldsymbol{\Sigma}_{22}$ i $\boldsymbol{\Sigma}_{12}$, które są nieznane. Estymujemy je na podstawie n niezależnych realizacji $\mathbf{y}_1(t), \mathbf{y}_2(t), \dots, \mathbf{y}_n(t)$, postaci $\mathbf{y}_i(t) = \boldsymbol{\Phi}_1(t)\hat{\boldsymbol{\alpha}}_i$, procesu losowego $\mathbf{Y}(t)$ oraz $\mathbf{x}_1(t), \mathbf{x}_2(t), \dots, \mathbf{x}_n(t)$, postaci $\mathbf{x}_i(t) = \boldsymbol{\Phi}_2(t)\hat{\boldsymbol{\beta}}_i$, procesu losowego $\mathbf{X}(t)$, $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie:

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}}_i = (\hat{\alpha}_{10}^{(i)}, \dots, \hat{\alpha}_{1E_1}^{(i)}, \dots, \hat{\alpha}_{p0}^{(i)}, \dots, \hat{\alpha}_{pE_p}^{(i)})'$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_i = (\hat{\beta}_{10}^{(i)}, \dots, \hat{\beta}_{1F_1}^{(i)}, \dots, \hat{\beta}_{q0}^{(i)}, \dots, \hat{\beta}_{qF_q}^{(i)})'$$

Niech $\hat{\mathbf{A}} = (\hat{\boldsymbol{\alpha}}_1, \hat{\boldsymbol{\alpha}}_2, \dots, \hat{\boldsymbol{\alpha}}_n)'$ oraz $\hat{\mathbf{B}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \hat{\boldsymbol{\beta}}_2, \dots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_n)'$. Wówczas estymatory macierzy $\boldsymbol{\Sigma}_{11}$, $\boldsymbol{\Sigma}_{22}$ i $\boldsymbol{\Sigma}_{12}$ są odpowiednio postaci:

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{11} = \frac{1}{n} \hat{\mathbf{A}}' \hat{\mathbf{A}}$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{22} = \frac{1}{n} \hat{\mathbf{B}}' \hat{\mathbf{B}}$$

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{12} = \frac{1}{n} \hat{\mathbf{A}}' \hat{\mathbf{B}}$$

Ponadto niech $\hat{\mathbf{C}} = \hat{\Sigma}_{11}^{-1} \hat{\Sigma}_{12}$ oraz $\hat{\mathbf{D}} = \hat{\Sigma}_{22}^{-1} \hat{\Sigma}_{21}$, gdzie $\hat{\Sigma}_{21} = \hat{\Sigma}_{12}$. Macierze $\hat{\mathbf{C}}\hat{\mathbf{D}}$ i $\hat{\mathbf{D}}\hat{\mathbf{C}}$ mają te same niezerowe wartości własne $\hat{\gamma}_k^2$, a odpowiadające im wektory własne $\hat{\mathbf{u}}_k$ oraz $\hat{\mathbf{v}}_k$ są wyznaczone z równości:

$$(\hat{\mathbf{C}}\hat{\mathbf{D}} - \hat{\gamma}_k^2 \mathbf{I}_{K_1+p}) \hat{\mathbf{u}}_k = 0$$

$$(\hat{\mathbf{D}}\hat{\mathbf{C}} - \hat{\gamma}_k^2 \mathbf{I}_{K_2+q}) \hat{\mathbf{v}}_k = 0$$

gdzie $k = 1, 2, \dots, \min(K_1 + p, K_2 + q)$.

Wówczas k -ty układ kanoniczny pary procesów losowych $\mathbf{Y}(t)$ oraz $\mathbf{X}(t)$ wyznaczony z próby ma następującą postać:

$$(\hat{\lambda}_k = \hat{\gamma}_k, \hat{\mathbf{u}}_k(t) = \Phi_1(t) \hat{\mathbf{u}}_k, \hat{\mathbf{v}}_k(t) = \Phi_2(t) \hat{\mathbf{v}}_k)$$

gdzie $k = 1, 2, \dots, \min(K_1 + p, K_2 + q)$.

Stąd współczynniki rzutu i -tej realizacji $\mathbf{y}_i(t)$ procesu $\mathbf{Y}(t)$ na k -tą funkcjonalną zmienną kanoniczną są równe:

$$\hat{U}_{ik} = \langle \hat{\mathbf{u}}_k(t), \mathbf{y}_i(t) \rangle = \int_{I_1} \hat{\mathbf{u}}_k(t) \mathbf{y}_i(t) dt = \hat{\alpha}'_i \hat{\mathbf{u}}_k$$

Analogicznie współczynniki rzutu i -tej realizacji $\mathbf{x}_i(t)$ procesu $\mathbf{X}(t)$ na k -tą funkcjonalną zmienną kanoniczną są równe:

$$\hat{V}_{ik} = \hat{\beta}'_i \hat{\mathbf{v}}_k$$

gdzie $i = 1, 2, \dots, n, k = 1, 2, \dots, \min(K_1 + p, K_2 + q)$.

Ostatecznie współczynniki rzutu i -tej realizacji $(\mathbf{x}_i(t), \mathbf{y}_i(t))$ procesów losowych $\mathbf{X}(t)$ oraz $\mathbf{Y}(t)$ na płaszczyznę dwóch pierwszych funkcjonalnych zmiennych kanonicznych z próby są równe $(\hat{\beta}'_i \hat{\mathbf{v}}_1, \hat{\alpha}'_i \hat{\mathbf{u}}_1)$, $i = 1, 2, \dots, n$.

O wkładzie poszczególnych składowych wektorowych procesów losowych $\mathbf{Y}(t)$ oraz $\mathbf{X}(t)$ w budowę zmiennych kanonicznych można wnioskować na podstawie wektorowych funkcji wagowych $\mathbf{u}(t)$ oraz $\mathbf{v}(t)$.

Zmienna kanoniczna U_k wyznaczona jest przez wektorową funkcję wagową $\mathbf{u}_k(t) = (u_{k1}(t), u_{k2}(t), \dots, u_{kp}(t))'$. Składowa $Y_j(t)$ procesu wektorowego $\mathbf{Y}(t) = (Y_1(t), Y_2(t), \dots, Y_p(t))'$ ma największy wkład w budowę zmiennej kanonicznej U_k w chwili t , jeżeli:

$$|u_{kj}(t)| = \max_{1 \leq i \leq p} |u_{ki}(t)|$$

Niech P_j będzie polem pod modułem funkcji $u_{kj}(t)$ na przedziale I oraz niech

$$P_j^* = \frac{P_j}{\sum_{i=1}^p P_i} \times 100\%, \quad j=1, 2, \dots, p \quad (13)$$

Składowa $Y_j(t)$ procesu wektorowego $\mathbf{Y}(t) = (Y_1(t), Y_2(t), \dots, Y_p(t))$ ma największy wkład w budowę zmiennej kanonicznej U_k , dla t zmieniających się w przedziale I , jeżeli:

$$P_j^* = \max_{1 \leq i \leq p} |P_i^*|$$

Analogicznie wnioskujemy dla zmiennej kanonicznej V_k .

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Analizą objęto 27 wybranych krajów europejskich ($n = 27$). Analizowane dane obejmują 11 lat ($J = 11$). Każdy kraj scharakteryzowano za pomocą dwóch zmiennych zależnych Y_1 i Y_2 oraz 11 zmiennych niezależnych X_1, \dots, X_{11} . Dane pierwotne poddano unitaryzacji zerowanej, a następnie przekształcono na wielowymiarowe dane funkcjonalne. Posłużono się funkcjami bazowymi Fouriera postaci:

$$\varphi_0(t) = \frac{1}{\sqrt{T}}$$

$$\varphi_{2k-1}(t) = \sqrt{\frac{2}{T}} \sin \frac{2\pi kt}{T}$$

$$\varphi_{2k}(t) = \sqrt{\frac{2}{T}} \cos \frac{2\pi kt}{T}$$

gdzie $t \in [0, T]$, $k = 1, 2, \dots$

Górecki i Krzyśko (2012) pokazali, że baza Fouriera prowadzi do minimalnej liczby wyrazów w rozwinięciu danej funkcji w szereg, co jest cechą nadzwyczaj pożądaną, ponieważ współczynniki rozwinięcia pełnią rolę nowych zmiennych w podejściu funkcjonalnym.

Przedziały czasowe $I_1 = I_2 = I = [0, 11]$ zostały podzielone na momenty czasowe następująco: $t_1 = 0,5$ (2000), $t_2 = 1,5$, ..., $t_{11} = 10,5$ (2010). Następnie skonstruowano funkcjonalne zmienne kanoniczne odpowiadające procesom

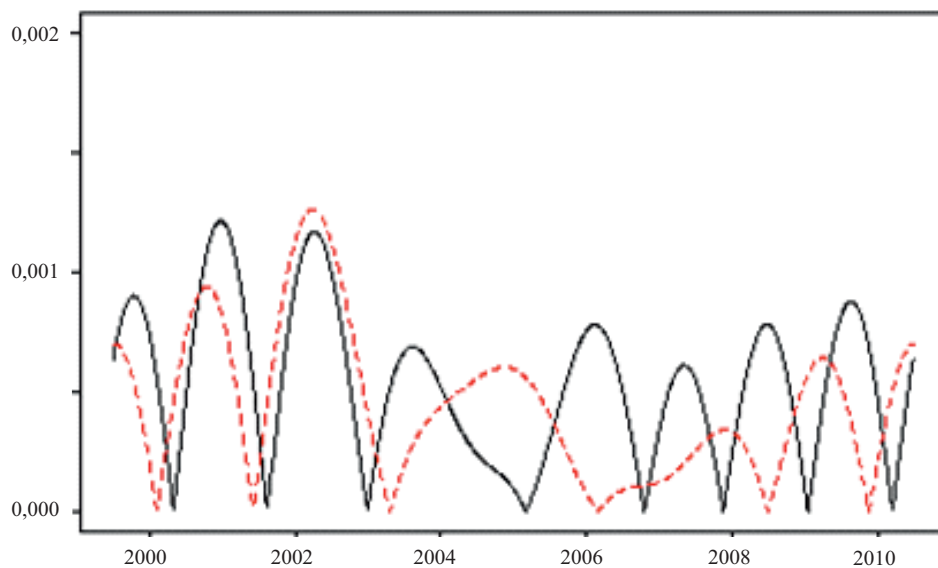
losowym $Y(t)$ i $X(t)$. W celu ich wyznaczenia użyto w obliczeniach pakietu R (R Core Team, 2015). Maksymalny współczynnik korelacji kanonicznej ρ_1 , odpowiadający pierwszej parze zmiennych kanonicznych U_1 i V_1 , wynosi 0,99. Świadczy to o bardzo silnym związku między wydatkami na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe oraz pozostałe artykuły konsumpcyjne. Obrazy dwóch funkcji wagowych dla procesu $Y(t)$ oraz 11 funkcji wagowych dla procesu $X(t)$ przedstawione są odpowiednio na wykr. 1 i 2. Wskaźniki P_1 oraz P_2 dane wzorem (13), odpowiadające wydatkom na napoje alkoholowe oraz na wyroby tytoniowe, wynoszą 54,7% i 45,3%. Świadczy to o prawie jednakowym wkładzie tych dwóch zmiennych w budowę pierwszej funkcjonalnej zmiennej kanonicznej U_1 . Wskaźniki P_i odpowiadające zmiennym X_i przedstawiono w tablicy. Z tych danych wynika, że największy udział w budowie funkcjonalnej zmiennej kanonicznej V_1 mają zmienne X_1 — artykuły żywnościowe i napoje bezalkoholowe (10,3%) oraz X_2 — odzież i obuwie (10,1%). Na wykr. 3 każdy z krajów przedstawiono jako punkt w układzie dwóch pierwszych funkcjonalnych zmiennych kanonicznych (V_1, U_1). Wykr. 4 jest powiększoną lewą dolną ćwiartką wykr. 3. Wysoki stopień skorelowania wydatków na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe oraz pozostałe artykuły konsumpcyjne objawia się wysokim skorelowaniem funkcjonalnych zmiennych kanonicznych U_1 i V_1 ($\rho_1 = 0,99$), dlatego na wykr. 4 punkty przedstawiające poszczególne kraje leżą prawie na linii prostej. Widać, że wraz ze wzrostem indywidualnych wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych, podzielonych na 11 grup, rosną wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe. Z jednej strony widzimy kraje o niskich wydatkach na dobra i usługi konsumpcyjne oraz niskich wydatkach na alkohol i tytoń (Malta, Łotwa, Estonia, Luksemburg, Cypr, Litwa, Bułgaria, Słowacja i Słowenia), a z drugiej strony kraje o wysokich wydatkach na dobra i usługi konsumpcyjne oraz na alkohol i tytoń (Niemcy, Wielka Brytania, Francja, Włochy, Hiszpania i Holandia). Pierwsze miejsce zajmują tu bezsprzecznie Niemcy, a Polska zajęła pozycję pośrednią, plasując się między Holandią i Grecją.

WSKAŹNIKI P_j^* ODPOWIADAJĄCE ZMIENNYM X_j

j	P_j^*
1	10,292
2	10,121
3	9,282
4	9,357
5	7,228
6	9,955
7	9,186
8	9,267
9	8,515
10	9,257
11	7,539

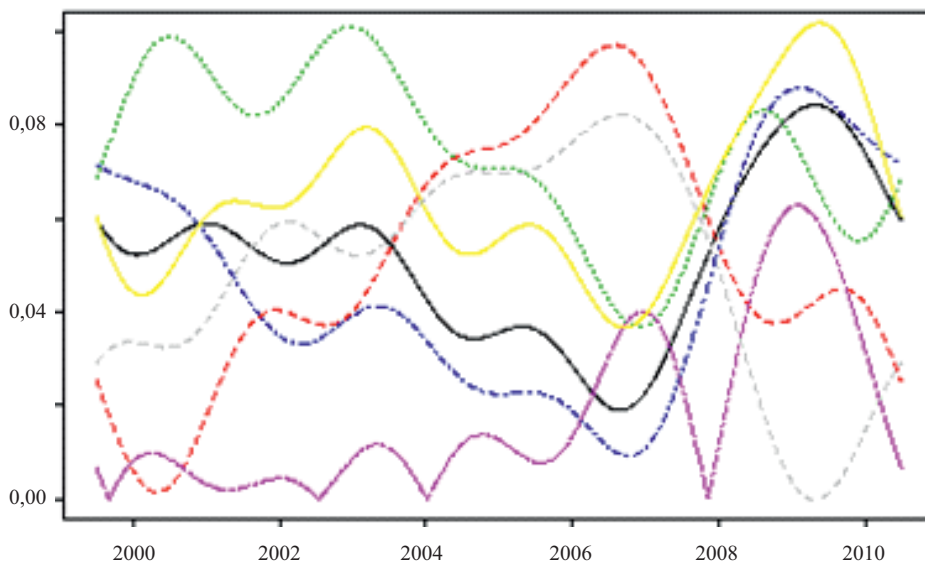
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wykr. 1. WYKRES FUNKCJI WAGOWYCH PIERWSZEJ ZMIENNEJ KANONICZNEJ DLA PROCESU $Y(t)$



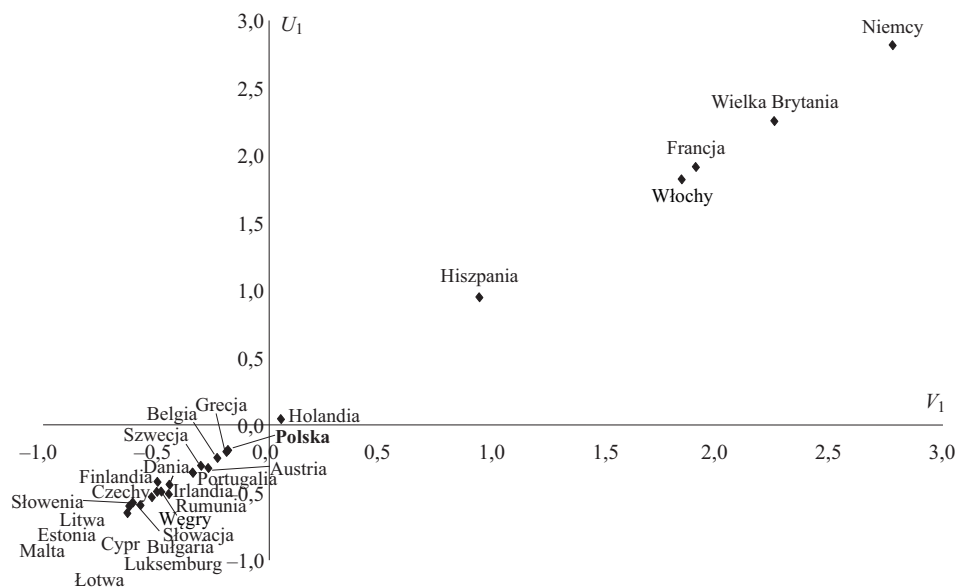
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wykr. 2. WYKRES FUNKCJI WAGOWYCH PIERWSZEJ ZMIENNEJ KANONICZNEJ DLA PROCESU $X(t)$



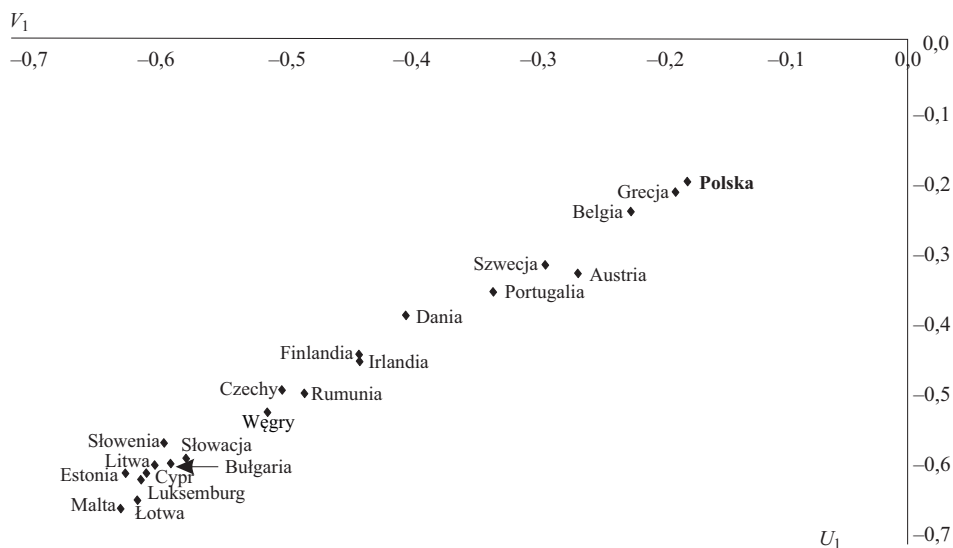
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 3. POŁOŻENIE 27 KRAJÓW W UKŁADZIE PIERWSZYCH ZMIENNYCH KANONICZNYCH (V_1, U_1)



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. POWIĘKSZONA LEWA DOLNA ĆWIARTKA WYKR. 3



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

Zespół cech zależnych składa się z dwóch cech, a zespół cech niezależnych z 11. Cechy te obserwowano w 27 wybranych państwach europejskich w latach 2000—2010. Klasyczną analizę kanoniczną Hotellinga można by zastosować tylko dla każdego roku oddzielnie, a więc w celu uwzględnienia wszystkich lat z okresu 2000—2010 łącznie zastosowano funkcjonalną analizę kanoniczną podaną w pracy Góreckiego i in. (2016). W latach 2000—2010 wykazano bardzo silny związek między wydatkami na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe oraz pozostałymi wydatkami konsumpcyjnymi. Pierwszy współczynnik korelacji kanonicznej wynosił 0,99. Badanie pokazało, że im większe wydatki konsumpcyjne, tym większe wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe. Do państw o wysokich wydatkach na dobra i usługi konsumpcyjne oraz na alkohol i tytoń należą: Niemcy, Wielka Brytania, Francja, Włochy, Hiszpania i Holandia, natomiast do państw o niskich wydatkach na dobra i usługi konsumpcyjne oraz na alkohol i tytoń należą: Malta, Łotwa, Estonia, Luksemburg, Cypr, Litwa, Bułgaria, Słowacja i Słowenia. Polska należy do grupy państw o średnim stopniu zależności między tymi zespołami cech i jest najbliższa Holandii z grupy pierwszej oraz Grecji należącej do tej samej grupy co Polska. W budowę pierwszej funkcjonalnej zmiennej kanonicznej dla cech zależnych prawie jednakowy wkład wносиły wydatki na alkohol (54,7%) i na tytoń (45,3%), natomiast w pierwszej funkcjonalnej zmiennej kanonicznej dla cech niezależnych największy udział miały wydatki na artykuły żywnościowe i napoje bezalkoholowe (10,3%) oraz na odzież i obuwie (10,1%).

dr Karol Deręgowski — Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Kaliszu im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego

prof. dr hab. Mirosław Krzyśko — Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Kaliszu im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego

dr Łukasz Waszak, dr hab. Waldemar Wołyński — Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu

LITERATURA

- Cuevas, A. (2014). A partial overview of the theory of statistics with functional data. *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 147, s. 1—23.
- Górecki, T., Krzyśko, M. (2012). *Functional principal components analysis*. W: J. Pocięcha, R. Decker (eds.), *Data Analysis and Methods and Its Applications*, s. 71—87. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Górecki, T., Krzyśko, M., Waszak, Ł., Wołyński, W. (2014). Methods of reducing dimension for functional data. *Statistics in Transition new series*, vol. 15, no. 2, s. 231—242. Warszawa GUS i PTS.
- Górecki, T., Krzyśko, M., Waszak, Ł., Wołyński, W. (2016). *Selected statistical methods of data analysis for multivariate functional data*. Statistical Papers, DOI 10.1007/s00362-016-0757-8.

- He, G., Muller, H.G., Wang, J.L. (2004). Methods of canonical analysis for functional data. *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 122, s. 141—159.
- Hotelling, H. (1936). Relations between two sets of variates. *Biometrika*, vol. 28, s. 321—377.
- Jacques, J., Preda, C. (2014). Model-based clustering for multivariate functional data. *Computational Statistics & Data Analysis*, vol. 71, s. 92—106.
- Krzyśko, M., Majka, A., Wołyński, W. (2016). Ocena zróżnicowania poziomu życia mieszkańców województw w latach 2002—2013 za pomocą składowych głównych dla wielozmiennych danych funkcyjnych oraz analizy skupień. *Przegląd Statystyczny*, nr 63(1), s. 81—97.
- Piekut, M. (2016). Wydatki na wybrane używki w europejskich gospodarstwach domowych. *Wiadomości Statystyczne*, nr 3, s. 85—100. Warszawa: GUS i PTS.
- Ramsay, J.O., Silverman, B.W. (1997). *Functional Data Analysis*. New York: Springer.
- Ramsay, J.O., Silverman, B.W. (2005). *Functional Data Analysis, Second Edition*. New York: Springer.
- R Core Team (2015). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Pobrano z <https://www.R-project.org>.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, vol. 6, no. 2, s. 461—464.
- Waszak, Ł. (2016). *Wybrane wielowymiarowe metody statystyczne dla wielozmiennych danych funkcyjnych*. Rozprawa doktorska. Poznań: Wydział Matematyki i Informatyki, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza.

Summary. *The article aims to examine the relations between expenditure on alcoholic beverages and tobacco and other consumer expenditure of households in 27 European countries within 2000—2010. The choice of countries and time series was determined by the availability and completeness of Eurostat data. The years were analysed collectively not separately, which is a novelty presented in this paper. Such an approach was possible due the transformation of primary data into multivariate functional ones, and then the construction of correlations and canonical variables for transformed data.*

The study shows that expenditure on alcoholic beverages and tobacco is strongly correlated with other consumption expenditure (the canonical correlation coefficient between the two first functional canonical variables is 0.99). The expenditure on alcoholic beverages and tobacco has almost the same contribution to the construction of the functional canonical U_1 variable, while the expenditure on food and non-alcoholic beverages and expenditure on clothing and footwear has the largest impact on the development of the functional canonical V_1 variable.

Keywords: canonical analysis, multivariate functional data analysis (MFDA), individual consumption according to purpose.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Katarzyna ANDRZEJCZAK
Agata KLIBER

Pomoc rozwojowa Francji dla krajów afrykańskich¹

Streszczenie. *W artykule dokonano analizy oficjalnej pomocy rozwojowej, udzielanej przez Francję krajom Afryki w latach 2001—2012. Pod pojęciem oficjalnej pomocy rozwojowej rozumie się przepływy finansowe kierowane przez instytucje państw dawców do określonej grupy krajów i instytucji wielostronnych w celu wspierania rozwoju i dobrobytu krajów rozwijających się. Celem badania jest zweryfikowanie, czy deklarowane przez donatorów (tu Francję) kryteria udzielania wsparcia finansowego, określone m.in. w Milenijnych Celach Rozwoju (zdefiniowanych na Zgromadzeniu Ogólnym ONZ w 2000 r.), mają pokrycie w wielkości faktycznych przepływów finansowych.*

Analizie poddano dane na temat wielkości pomocy rozwojowej krajów z lat 2001—2012, w podziale na następujące podgrupy: kraje będące historycznymi koloniami oraz niebędące nimi i kraje posiadające zasoby surowców naturalnych oraz ich nieposiadające. Dla każdej podgrupy oszacowano model panelowy z efektami stałymi. Stwierdzono, że jakkolwiek w sferze postulatów francuskiej polityki zagranicznej podnoszone są głównie kwestie rozwoju i walki z ubóstwem, struktura odbiorców pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję jest istotnie uzależniona od wspólnej przeszłości kolonialnej, zasobności w źródła energii (ropa, gaz, uran), poziomu migracji oraz bilateralnej wymiany handlowej.

Słowa kluczowe: oficjalna pomoc rozwojowa, Deklaracja Milenijna ONZ, model panelowy z efektami stałymi.

JEL: F35, O55, P45

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. Badanie finansowane ze środków projektu Narodowego Centrum Nauki SONATA nr DEC-2013/09/D/HS4/01849.

Wraz z przełomem wieków XX i XXI pomoc rozwojowa krajom ubogim uległa istotnym przemianom, które zachodzą dwutorowo — z jednej strony w sferze przedmiotowej, a z drugiej podmiotowej. W konsekwencji zmienia się zarówno retoryka pomocy, jak i równowaga sił w stosunkach międzynarodowych (Harman i Williams, 2014). Szczególnie można je obserwować na przykładzie Afryki. Kontynent ten przyciąga uwagę nie tylko jako odbiorca pomocy, ale również jako atrakcyjne miejsce inwestycji, rezerwuar ziemi pod uprawę oraz źródło surowców m.in. energetycznych (Milczarek, 2014). W sytuacji narastającego obecnie kryzysu demokracji, problemy dysproporcji w rozwoju gospodarczym zyskują na aktualności. Realnym tego wyrazem jest narastające zjawisko migracji oraz coraz wyraźniej zmieniające się postawy społeczne, znajdujące oddźwięk w wynikach wyborów. W związku z tym powracają wątpliwości dotyczące pomocy rozwojowej jako narzędzia wspierającego rozwój gospodarczy, ale również dotyczą one polityki zagranicznej donatora i związanych z nią sojuszy geopolitycznych.

System pomocy czy też współpracy rozwojowej, rozumiany jako całościowy kształt stosunków politycznych, społecznych i gospodarczych oraz wynikające z niego wzajemne powiązania i interesy, podlega dynamicznym zmianom. Jego założenia sformułowane przeszło pół wieku temu zmieniły się pod wpływem globalizacji oraz przesunięcia „geografii wzrostu”, z Północy na Południe. Warto zatem rozważyć, czy zmiana w sferze deklaratywnej i normatywnej systemu znajduje swoje odzwierciedlenie w praktyce pomocy rozwojowej.

Celem badania jest zatem określenie, jakie kraje otrzymują największą pomoc rozwojową udzielaną przez Francję na kontynencie afrykańskim, a także jakie cechy przyczyniają się do zwiększenia pomocy. Dokonano analizy danych statystycznych w zakresie pomocy rozwojowej Francji dla krajów afrykańskich w latach 2001—2012. Początek wieku stanowił cezurę w polityce rozwojowej oraz próbę nadania jej kształtów realnej pomocy. Donatorzy tym samym niejako potwierdzili, że wcześniejszy system pomocy przyczyniał się do negatywnych zjawisk na kontynencie afrykańskim, a przynajmniej nie był wystarczająco skuteczny z punktu widzenia odbiorców pomocy. W badaniu oszacowano modele panelowe z efektami stałymi dla całego zakresu danych oraz w określonych podgrupach (kraje posiadające i nieposiadające surowców, jak również będące byłymi koloniami i nimi niebędące). Przyjęty podział na podgrupy wynika z wcześniejszych badań w tym zakresie oraz doświadczeń zebranych podczas badań prowadzonych w Afryce Subsaharyjskiej. W pracy wykorzystano dane dotyczące pomocy rozwojowej przekazywanej do krajów o niskich i średnich dochodach, zgodnie z terminologią przyjętą przez OECD (*Organization for Economic Cooperation and Development*).

Okazuje się, że wielkość pomocy rozwojowej zależy w dużej mierze od czynników politycznych i handlowych, a dopiero w drugiej kolejności od sytuacji gospodarczej kraju i od poziomu jego ubóstwa. Znacznie więcej pomocy udzielanej przez Francję (poza nielicznymi wyjątkami) otrzymały kraje będące

w przeszłości jej koloniami. Również kraje zasobne w ropę i/lub gaz otrzymały znacznie większą pomoc niż kraje pozbawione zasobów naturalnych. Czynniki mającymi istotny wpływ na wielkość otrzymywanej pomocy są także stopa migracji oraz otwartość kraju biorcy na inwestycje francuskie.

Badanie stanowi rozszerzenie i uzupełnienie artykułu Andrzejczak i Kliber (2015). W cytowanym studium autorki za pomocą dynamicznego modelu panelowego weryfikowały motywację Francji jako donatora pomocy rozwojowej dla krajów afrykańskich. Badanie przeprowadzone było dla wielkości absolutnych tej pomocy, przy założeniu konsekwencji prowadzonej polityki (stąd model dynamiczny). W prezentowanym w artykule badaniu podjęto analizę wielkości pomocy rozwojowej *per capita* przekazywanej krajom afrykańskim. Przyjęto założenie, jak również przeprowadzono jego weryfikację, że motywacja donatora jest uzależniona od posiadania przez dany kraj zasobów ropy/gazu i statusu historycznej kolonii Francji oraz to, że głównym czynnikiem objaśniającym wielkość pomocy *per capita* przekazywanej danemu krajowi są jego cechy, natomiast pozostałe wielkości odgrywają marginalną rolę.

EWOLUCJA SYSTEMU POMOCY ROZWOJOWEJ

Nieskuteczność pomocy rozwojowej i krytyka wymierzona w donatorów stanowiły przesłankę zmian jej systemu (Easterly i Pfitze, 2008; Simplicio, 2014; Doucouliagos i Paldam, 2013). Objęły one preferowane metody działania (*Country Programmable Aid* — CPA; *Poverty Reduction Strategies* — PRS)² oraz sposób postępowania (np. pomiar efektywności działania, realizacja mierzalnych celów). Ponadto na jego ewolucję miały wpływ przeobrażenia w gospodarce światowej, takie jak zmiana „geografii wzrostu”, czynniki społeczne, polityczne itd., przy czym szczególną uwagę należy zwrócić na pojawienie się nowych uczestników pomocy rozwojowej i wzrost ich znaczenia w obrębie systemu.

Lata 90. XX w. uważa się za tzw. straconą dekadę z punktu widzenia rozwoju gospodarczego krajów Afryki o niskich i średnich dochodach. Postępujące zubożenie i pogłębianie się w tych krajach problemów stanowiły gospodarcze konsekwencje kryzysu naftowego w latach 70. XX w., fiaska polityki dostosowania strukturalnego, wojen domowych i zamachów stanu (Easterly i Pfitze, 2008; Williamson, 2004). Były one wynikiem rosnącego zadłużenia, wzrostu liczby ludności żyjącej poniżej progu ubóstwa, a także niskiego poziomu wzrostu gospodarczego, braku instytucji państwowych oraz korupcji związanej m.in. z otrzymywaniem pomocy rozwojowej (Acemoglu i Robinson, 2015). Pomimo otrzymywania takiej pomocy, kraje afrykańskie, a szczególnie subsaharyjskie, w znacznej mierze nie poradziły sobie z problemami, które dotknęły je w drugiej połowie XX w.

² CPA — część pomocy, która programowana jest dla indywidualnych potrzeb odbiorcy lub regionu; PRS — strategia przygotowywana przez rządy odbiorców pomocy, w których analizowane są podstawowe wyzwania walki z ubóstwem oraz identyfikowane potencjalne obszary współpracy.

Pojawiło się wiele badań skuteczności pomocy rozwojowej (Burnside i Dollar, 2000; Birdsall, Rodrik i Subramanian, 2005; Easterly i Pfitze, 2008; Acemoglu, Johnson i Robinson, 2012; Doucouliagos i Paldam, 2013). Dostrzeżono potrzebę zreformowania systemu współpracy rozwojowej i monitorowania jej skuteczności, m.in. poprzez sprecyzowanie celów. Od początku XXI w. podejmowano inicjatywy mające zmienić charakter systemu współpracy rozwojowej na bardziej zorientowany na odbiorcę. Wynikało to przede wszystkim z przyjętych celów sformułowanych w Deklaracji Milenijnej z 2000 r., Deklaracji Paryskiej z 2005 r. oraz Deklaracji z Akry z 2008 r., a także na Forum w Busan w 2011 r., natomiast od 2015 r. ze sformułowanych Celów Zrównoważonego Rozwoju, określających zobowiązania dotyczące donatorów pomocy rozwojowej.

Istotnym czynnikiem wpływającym na zmiany podmiotowe w grupie krajów udzielających pomocy był wzrost znaczenia organizacji międzynarodowych, a przede wszystkim Unii Europejskiej (UE) i Banku Światowego, który polegał na stopniowym zwiększaniu udziału pomocy multilateralnej w całkowitym jego wolumenie. Uważano bowiem, że donatorzy multilateralni reprezentujący grupy państw nie realizują partykularnych interesów narodowych, a tym samym ich działania w większym stopniu wiążą się z potrzebami beneficjentów (McEwan i Mawdsley, 2012). Jednak doświadczenia wynikające z badań wskazują, że bardzo często pluralizm tych organizacji jest iluzoryczny. Dotyczy to przede wszystkim znacznego zaangażowania Francji, a także UE, w popieranie działań organizacji i przedsiębiorców we francuskojęzycznych krajach afrykańskich³.

Obok organizacji międzynarodowych duże znaczenie we współpracy rozwojowej zaczęli odgrywać tzw. „hojni” donatorzy ze Skandynawii oraz Beneluksu. Pomoc przekazywana przez te kraje w ujęciu absolutnym jest mniejsza niż np. Stanów Zjednoczonych, ale stanowi większy udział w ich własnym PKB. Przyjęto, że dzięki temu, iż kraje te są pozbawione powiązań kolonialnych, to faktycznie realizują politykę rozwojową mając na uwadze rozwój krajów korzystających z pomocy. Działalność ta pozwoliła im podnieść swoje znaczenie w stosunkach międzynarodowych.

Ponadto w systemie pomocy nie sposób pominąć znaczenia krajów nienależących do DAC (*Development Assistance Committee* — Komitet Pomocy Rozwojowej), takich jak: Arabia Saudyjska, Zjednoczone Emiraty Arabskie, Izrael czy Kuwejt. Kraje te od lat udzielały pomocy rozwojowej, aczkolwiek jej wysokość ulegała istotnym wahaniom w poszczególnych latach. W latach 1970—2015 stanowiła ona średnio 9% całkowitej pomocy, w 2015 r. ok. 11% (było to więcej niż całkowity udział pomocy multilateralnej instytucji europejskich), ale w okresie 2003—2012 wynosiła 4%. Grupa takich krajów jednak rozszerza się, dołączyły do niej w ostatniej dekadzie Rosja, Tajlandia czy Kazachstan.

³ Wnioski z badań terenowych w Senegalu i Wybrzeżu Kości Słoniowej realizowanych w marcu 2016 r., finansowane przez NCN w ramach grantu SONATA nr DEC-2013/09/D/HS4/01849.

Warto nadmienić, że do grona donatorów dołączyły kraje, które m.in. w wyniku transformacji ustrojowej uzyskały status gospodarki o wysokich dochodach. Wśród nich znalazła się m.in. Polska, Czechy i Słowacja. Polska pomoc osiągała jednak stosunkowo nieduże kwoty (1,662 mld zł w 2015 r.)⁴.

Największe znaczenie w ewolucji systemu miało pojawienie się na międzynarodowej arenie stosunków Północ—Południe przedstawicieli takich krajów, jak Chiny, Indie czy Brazylia (OECD, 2012). Stanowią one realną konkurencję dla donatorów pomocy w Afryce. Jednak wartość pomocy udzielanej przez te kraje nie jest ujmowana w statystyce OECD. Obecność w systemie pomocy rozwojowej tych krajów zwiększyła ich znaczenie w handlu z krajami Afryki i w pewnym sensie wyparła lub zmniejszyła znaczenie tradycyjnych donatorów, takich jak Francja⁵.

Pojawienie się nowych uczestników, a także zmiana relacji i znaczenia donatorów wpłynęły na konieczność zredefiniowania jego założeń. Struktura stosunków rozwojowych znana w XX w. i ukształtowana w ramach OECD, Banku Światowego i MFW została zastąpiona systemem znacznie bardziej złożonym (Woods, 2008; Eyben, 2012; Gore, 2013). Polityka rozwojowa przestała być ograniczona do tradycyjnych celów promowanych przez członków DAC, takich jak demokratyzacja i wprowadzanie gospodarki wolnorynkowej (Chauvet i Collier, 2009; Kim i Lightfoot, 2011) ani też do znanych form pomocy.

Zmiany w ujęciu podmiotowym wpłynęły na zmiany o charakterze przedmiotowym. Tradycyjne pojmowanie pomocy rozwojowej jako publicznych przeływów do beneficjentów z listy krajów rozwijających się DAC oraz do organizacji wielostronnych traci na aktualności⁶. Wynika to z faktu, że nie można ignorować pomocy przekazywanej przez nowych uczestników, którzy nie należą do DAC czy też nieraportowanej do OECD lub niespełniającej kryteriów oficjalnej pomocy rozwojowej ODA (*Official Development Aid*). Przykładowo, pomoc chińska udzielana głównie w formie projektów oraz długoterminowych pożyczek na inwestycje nie jest ujawniana, a zatem nie można zakwalifikować jej do kategorii ODA (Bräutigam, 2011). Jednocześnie trudno jest nie dostrzec znaczenia tej pomocy zarówno dla jej odbiorców, jak i stosunków międzynarodowych. Przez współpracę rozwojową rozumie się każdą relację gospodarczą polegającą na finansowaniu celów rozwojowych w krajach rozwijających się przez organizacje państwowe, a w szerokim znaczeniu także pozarządowe. Nie należy natomiast traktować jako pomocy rozwojowej działalności dobroczynnej i humanitarnej, która nie jest podporządkowana realizacji celów rozwoju gospodarczego czy pomocy militarnej.

⁴ Warto zwrócić przy tym uwagę, że Polska koncentruje się na Partnerstwie Wschodnim, a także na Bliskim Wschodzie w ramach priorytetów geograficznych polityki rozwojowej.

⁵ Wnioski z badań terenowych w Senegalu i Wybrzeżu Kości Słoniowej realizowanych w marcu 2016 r., finansowane przez NCN w ramach grantu SONATA nr DEC-2013/09/D/HS4/01849.

⁶ Muszą one zawierać co najmniej 25% darowizny (skalkulowanej do 20% odsetek rocznie) udzielanej głównie w celu promocji rozwoju gospodarczego i dobrobytu krajów odbiorców.

Jakkolwiek przyjęło się krytykować tradycyjnych donatorów uznając, że ich polityka prowadzi do zahamowania rozwoju krajów odbierających pomoc, ponieważ eksportują oni gotowe produkty, z którymi nie może konkurować rodzimy przemysł, to nowi donatorzy postępują w zasadzie tak samo. Wielu autorów zwraca uwagę, że w gruncie rzeczy współpraca rozwojowa z krajami Południa, w tym z Chinami, opiera się na podobnych podstawach, a w szczególności polega na drenażu zasobów naturalnych i poszukiwaniu rynków zbytu (Chaponniere, Comolet i Jacquet, 2009). Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w krajach Afryki z punktu widzenia wszystkich donatorów służą również ich interesom (Page i te Velde, 2004; Chafer i Cumming, 2011). Chiny i Indie mogą zaoferować Afryce kapitał w zamian za surowce energetyczne bez jednoczesnych wymagań dotyczących demokratyzacji i wolnego rynku, ale zyskują też dostęp do zasobów ziemi i produkcji żywności (Walker, 2008, s. 21—28).

Zważywszy na fakt, że grono donatorów stanowi liczną i zróżnicowaną grupę, interesującym problemem badawczym jest uzyskanie odpowiedzi na pytanie, czy ich działania podporządkowane są realizacji celów rozwojowych krajów biorców czy też własnym długo- lub krótkookresowym celom politycznym, społecznym lub gospodarczym. Szczególnie istotna wydaje się działalność Francji w tym zakresie, która realizuje swoje cele zarówno w ujęciu bilateralnym, jak i w ujęciu multilateralnym, jako ważny członek UE.

POLITYKA ROZWOJOWA FRANCJI

W artykule skoncentrowano się na analizie pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję krajom Afryki. Francja należy do grupy tzw. donatorów tradycyjnych, mających długą tradycję przyznawania pomocy. Francję, ale również Stany Zjednoczone i Wielką Brytanię uważano za donatorów traktujących kraje afrykańskie instrumentalnie i narzucające im własne wzorce postępowania w sferze gospodarczej czy społeczno-kulturowej. Pomoc tych krajów miała charakter warunkowy, wymagano bowiem od beneficjentów prowadzenia reform w kierunku demokratyzacji oraz wolnego rynku. Działania takie były i są krytykowane jako mające szablonowy charakter oraz niedostosowane do konkretnych warunków w kraju odbiorcy. Niepowodzenie polityki dostosowania strukturalnego w krajach otrzymujących pomoc uważane jest za jedną z głównych przyczyn kryzysu zadłużenia (Andrzejczak, 2014). CPA i PRS są inicjatywami mającymi zmienić mechanizm pomocy od donatorów tradycyjnych. Jednocześnie tradycyjni donatorzy jako reprezentanci kultury Zachodu poprzez zjawisko akulturacji oraz dyfuzji kultury przeniknęli w pewnym zakresie do społeczeństw afrykańskich. Budzi to sprzeczne emocje w krajach regionu i wpływa na ich postrzeganie zarówno jako donatorów, jak i inwestorów. Wpływ kulturowy w przypadku Francji utrzymywany jest w sposób szczególny poprzez wspólnotę językową łączącą kraje frankofońskie.

Francja ma wieloletnie doświadczenie w udzielaniu pomocy rozwojowej i należy do największych donatorów. Jako członek UE jest w grupie państw, które udzielając pomocy kierują się dążeniem do poszerzenia własnej, relatywnej, przewagi w stosunkach międzynarodowych (Chafer i Cumming, 2011). Takie postrzeganie działań Francji osadzone jest w kontekście jej wieloletnich stosunków z krajami Afryki (Charnoz i Severino, 2007). Zwierzchność kolonialną — formalnie zakończoną — zastąpiono gospodarczym i politycznym uzależnieniem dawnych kolonii na podstawie gęstej sieci porozumień kulturowych i handlowych. Kolonializm Francji faktycznie przekształcono zatem w neokolonializm (Hugon, 2008). Francja rozpoczęła realizację strategii *Franceafrique*, której założeniem było zapewnienie sobie surowcowego zaplecza oraz rynku zbytu przedsiębiorstwom, jak również utrzymanie wpływów politycznych. Pomimo oficjalnego zerwania z terminem „kolonializm”, obecność Francji w krajach będących dawniej jej koloniami jest wciąż silnie odczuwalna, jak również znacząca w stosunkach politycznych i gospodarczych tych państw.

Poza celami gospodarczymi utrzymywanie silnych wpływów w krajach beneficjentów pozwalało Francji zachować rolę ważnego gracza na arenie międzynarodowej. Współcześnie relacje z krajami Afryki w sferze międzynarodowych stosunków politycznych prowadzone są w warunkach wojny z terroryzmem oraz próby utrzymania równowagi sił i stabilizacji międzynarodowego pokoju (Chou, 2012). Z punktu widzenia interesów Francji szczególnym czynnikiem wpływającym na stosunki z krajami Afryki jest rosnące znaczenie Chin zarówno jako partnera we współpracy rozwojowej, jak i handlowego (Quadir, 2013; Babaci-Wilhite, Macleans, Geo-JaJa i Shizhou, 2013).

Polityka rozwojowa prowadzona przez Francję przeszła istotne przeobrażenie po 2000 r. w sferze deklaratywnej, m.in. pod wpływem zmieniających się rządów w Pałacu Elizejskim, jak również nastrojów na arenie europejskiej i międzynarodowej⁷. Francja deklaruje, że jej nowa polityka rozwojowa dotyczy gospodarki, społeczeństwa i środowiska oraz jest podporządkowana walce z ubóstwem i zapewnieniu zrównoważonego rozwoju. Jednocześnie deklaruje priorytetowe traktowanie obszarów frankofońskich. Określono następujące główne wyzwania polityki rozwojowej: promowanie pokoju, stabilności, praw człowieka i równouprawnienia płci; działanie na rzecz równości, sprawiedliwości społecznej i rozwoju zasobów ludzkich; dbanie o zrównoważony rozwój gospodarczy i zatrudnienie; zachowanie światowych dóbr publicznych. Uznano, że strategicznymi partnerami oraz priorytetowymi odbiorcami pomocy udzielanej przez Francję są: Benin, Burkina Faso, Burundi, Dżibuti, Komory, Ghana, Gwinea, Madagaskar, Mali, Mauretania, Niger, Republika Środkowoafrykańska, Demokratyczna Republika Konga, Czad, Togo i Senegal (MAE, 2015). Zaledwie dwa spośród tych krajów nie były w przeszłości kolonią francuską. Jeśli przyjąć, że racjonalne jednostki podejmują działania, które na gruncie posiadanej przez nie wiedzy, do-

⁷ Polityka Francji wobec krajów afrykańskich, niezależnie od rozwiązań formalnych, tradycyjnie traktowana jest jako prerogatywa prezydencka.

świadczenia i wartości prowadzą do realizacji zamierzonych celów, to analiza przepływów pomocy może stanowić podstawę do określenia faktycznej motywacji jej udzielania przez Francję (Kmita, 1991).

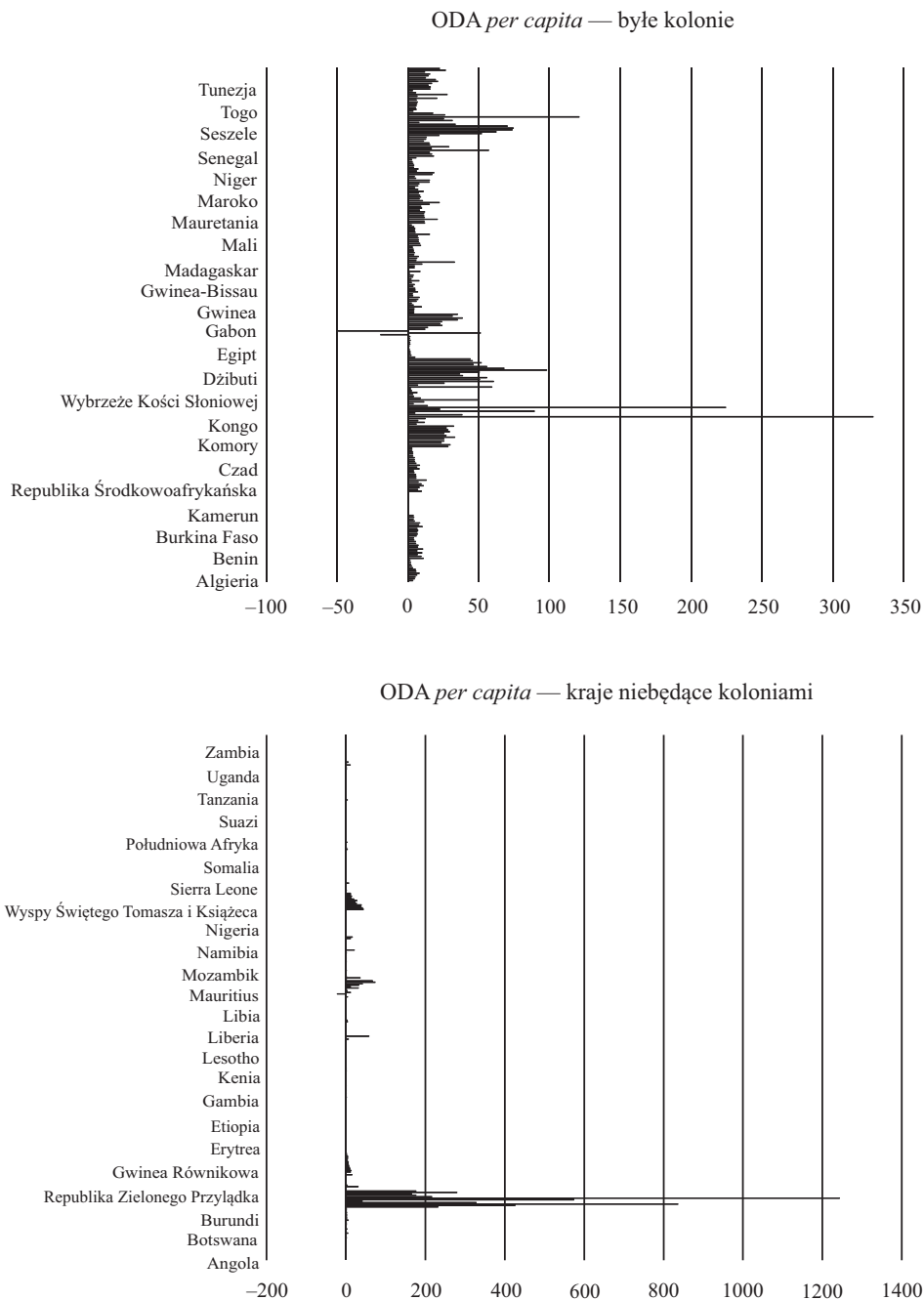
DANE

Zważywszy na przeszłość Francji uznano, że istotnym kryterium udzielania przez nią pomocy może być bliskość wynikająca z dawnych więzów kolonialnych. Przyjęto, że bliskość pomiędzy partnerami w relacji może stanowić zarówno czynnik pozytywny, jak i negatywy mający wpływ na bieżące stosunki. Bliskość takich partnerów wynika ze wspólnych doświadczeń — dawnych i współczesnych — opartych na zachowaniu we współpracy, jak również w konflikcie. Leży ona u podstaw stosunków międzypaństwowych (Crescenzi, Enterline i Long, 2008) i stanowi ważny element współpracy rozwojowej, czego wyrazem jest współpraca w tym zakresie francusko-afrykańska. Ponadto uznano, że zasoby naturalne kraju odbierającego pomoc mogą stanowić przesłankę udzielania pomocy rozwojowej, jeśli jest ona podporządkowana polityce neokolonialnej. W związku z tym przepływy pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję analizowano w podgrupach krajów odbiorców.

Na wykresach przedstawiono szeregi czasowe pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję krajom afrykańskim w podziale na kraje będące i niebędące historycznymi koloniami (wykr. 1) oraz na kraje posiadające i nieposiadające zasobów ropy i/lub gazu ziemnego (wykr. 2). Różnice na korzyść dawnych kolonii i krajów posiadających zasoby surowców energetycznych są wyraźnie widoczne. Wśród krajów powiązanych historycznie z donatorem zwraca uwagę wartość pomocy udzielanej Wyspom Zielonego Przylądka i Mauritiusowi, charakteryzujących się stosunkowo małą populacją oraz Demokratycznej Republice Konga. Ten francuskojęzyczny kraj ma ogromne złoża zasobów naturalnych i pomimo że należy do najbiedniejszych krajów borykających się z problemami instytucjonalnymi i konfliktami wewnętrznymi, jednocześnie jest atrakcyjnym partnerem handlowym, należy do priorytetowych odbiorców pomocy udzielanej przez Francję. Francja w 2011 r. zredukowała zadłużenie tego kraju o 1 mld dolarów.

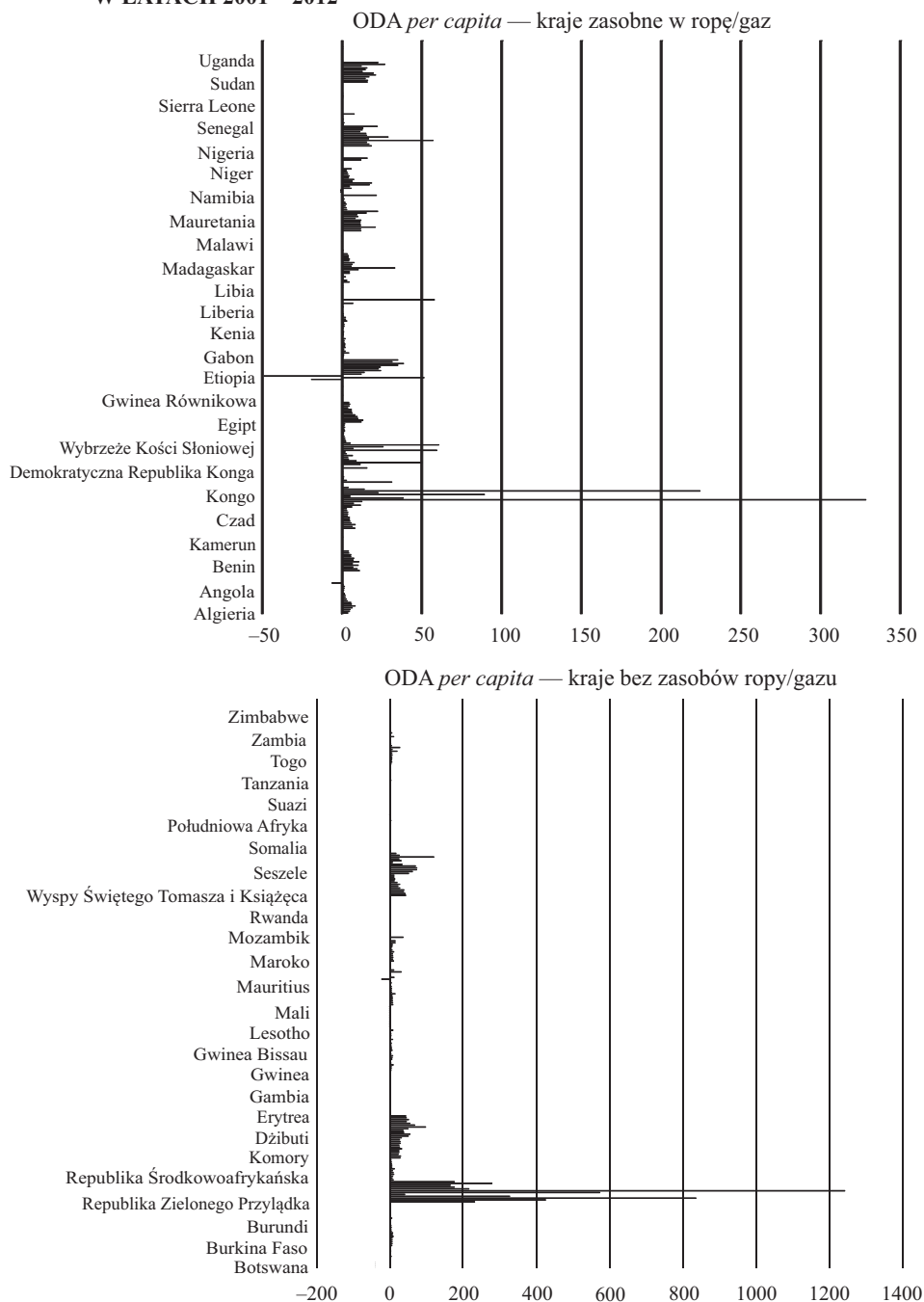
W badaniu ujęto następujące kraje: Algieria, Angola, Benin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Kamerun, Republika Zielonego Przylądka, Republika Środkowej Afryki, Czad, Komory, Dżibuti, Egipt, Gwinea Równikowa, Erytrea, Etiopia, Gabon, Gambia, Ghana, Gwinea, Gwinea-Bissau, Kenia, Kongo, Demokratyczna Republika Konga, Lesoto, Libia, Madagaskar, Malawi, Mali, Mauritania, Mauritius, Maroko, Namibia, Niger, Nigeria, Rwanda, Senegal, Somalia, RPA, Sudan, Suazi, Togo, Tunezja, Uganda, Wyspy Świętego Tomasza i Książęca, Wybrzeże Kości Słoniowej i Zimbabwe. W tabl. 1 przedstawiono mierniki statystyczne opisujące wielkość ODA udzielanej przez Francję tym krajom w latach 2001—2012. Próbę wyjściową ponownie podzielono na podpróby. Pierwszy podział oparto na kryterium posiadania bądź nie zasobów ropy i/lub gazu ziemnego, natomiast drugi — na kryterium historycznych powiązań kolonialnych z Francją.

**Wykr. 1. SZEREGI CZASOWE POMOCY ROZWOJOWEJ (w USD *per capita*)
UDZIELANEJ PRZEZ FRANCJĘ KRAJOM AFRYKAŃSKIM
W LATACH 2001—2012**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych <http://www.OECD.stat>.

**Wykr. 2. SZEREGI CZASOWE POMOCY ROZWOJOWEJ (w USD per capita)
UDZIELANEJ PRZEZ FRANCJĘ KRAJOM AFRYKAŃSKIM
W LATACH 2001—2012**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Zwraca uwagę fakt, że średnia wartość udzielanej pomocy w przypadku krajów posiadających zasoby ropy i/lub gazu była istotnie wyższa niż w przypadku pozostałych krajów (odpowiednio 24,27 USD na osobę w porównaniu z 8,05 USD na osobę, natomiast różnica w medianach nie jest już tak znacząca). Test na równość średnich, oparty na statystyce Cochran i Coxa (1957), odrzucił w każdym przypadku hipotezę zerową o równości średnich dla podprób. Analogiczny test nie dał natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średniej pomocy w grupach krajów będących historycznymi koloniami i krajów nimi niebędących. Porównując natomiast odchylenia standardowe w obu grupach (kolonie i pozostałe kraje) dochodzimy do wniosku, że zróżnicowanie wielkości pomocy jest dużo większe w przypadku krajów niebędących dawnymi koloniami. Oznacza to, że w grupie krajów będących historycznymi koloniami wielkość pomocy jest mało zróżnicowana w porównaniu z pozostałymi krajami. Spostrzeżenie to potwierdza zarówno rozbieżność między medianami (7,4 dla byłych kolonii w porównaniu z 0,47 dla pozostałych), jak i analiza danych prezentowanych na wyk. 1.

**TABL. 1. ODA UDZIELANA PRZEZ FRANCJĘ KRAJOM AFRYKAŃSKIM
W MLN USD PER CAPITA**

Mierniki statystyczne	Próba ogółem	Kraje			
		mające powiązania kolonialne	bez powiązań kolonialnych	zasobne w ropę/gaz	bez zasobów ropy/gazu
Średnia	16,058	15,891	16,188	24,273	8,049
Mediana	2,388	7,400	0,470	2,612	2,017
Minimum	-49,109	-49,109	-22,195	-22,195	-49,109
Maksimum	1242,900	328,480	1242,900	1242,900	328,480
Odchylenie standardowe	72,355	29,026	93,021	99,319	24,667
Współczynnik zmienności	4,506	1,827	5,746	4,092	3,065
Skóśność	11,562	6,371	9,524	8,699	9,241
Kurtozja	163,510	57,322	104,980	89,010	105,980
Percentyl 5%	0,049	0,418	-0,203	-0,046	0,053
Percentyl 95%	51,586	55,987	41,359	73,514	31,080
Q3-Q1	8,789	12,588	1,560	9,638	7,852
Brakujące obserwacje	4	0	4	0	4
Liczba obserwacji	632	276	356	312	320
Odchylenie wewnątrzgrupowe <i>within</i> ...	50,328	24,618	63,470	68,034	22,077
Odchylenie międzygrupowe <i>between</i>	54,269	17,229	71,103	76,246	12,843

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych <http://www.OECD.stat>. Obliczenia wykonano w programie GRET.L.

Wysoka wartość średnia pomocy związana jest z dużymi jej transferami do Republiki Zielonego Przylądka, Republiki Demokratycznej Konga czy na Mauritius. W tabl. 1 przedstawiono również wielkości odchylenia standardowego, tzw. *within* oraz *between*. Pierwsza z wielkości obrazuje zróżnicowanie obserwacji dla kraju (w czasie), natomiast druga — między krajami. Obie wielkości są znaczące w porównaniu ze średnią, co świadczy o dużym zróżnicowaniu ob-

serwacji. Wpływają na to jednorazowe działania polegające na umarzaniu długu, a w przypadku małych krajów — realizacja stosunkowo dużych projektów mających większe znaczenie w przeliczeniu na mieszkańca niż realizacja podobnych projektów w krajach o dużej populacji.

Zmienne objaśniające

W celu zidentyfikowania czynników wpływających na wielkość pomocy rozwojowej udzielanej krajom afrykańskim przez Francję stworzono następujący zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających:

- migracje — liczba imigrantów w danym roku oraz stopa migracji *per capita*, tj. liczba emigrantów do Francji w stosunku do całej populacji;
- *FDI per capita* — wielkość inwestycji bezpośrednich Francji w kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- import paliwa — wielkość importu paliw, olejów i pochodnych z kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- eksport paliwa — wielkość eksportu paliw, olejów i pochodnych do kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- import surowców — wielkość importu surowców, produktów niejadalnych (z pominięciem paliw) z kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- eksport surowców — wielkość eksportu surowców, produktów niejadalnych (z pominięciem paliw) do kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- import — import całkowity z kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- eksport — eksport całkowity do kraju biorcy (w USD na mieszkańca);
- współczynnik stabilności politycznej — indeks stabilności politycznej w kraju biorcy⁸;
- współczynnik kontroli korupcji⁹;
- liczba dziewcząt nieuczęszczających do szkoły podstawowej — zmienna aproksymująca jakość edukacji;
- stopa śmiertelności niemowląt;
- oczekiwana długość życia w chwili narodzin;
- ropa i/lub gaz — zmienna binarna, oznaczająca istnienie zasobów ropy i/lub gazu w danym kraju; 12 krajów miało udokumentowane zasoby ropy naftowej: Algieria, Angola, Czad, Kongo, Egipt, Gwinea Równikowa, Gabon, Libia, Nigeria, Sudan i Tunezja; natomiast producenci gazu to: Angola, Benin, Kamerun, Czad, Wybrzeże Kości Słoniowej, Demokratyczna Republika Konga, Gwinea

⁸ Współczynnik wyrażający nastroje dotyczące szansy niestabilności politycznej oraz/lub politycznie umotywowanej przemocy (łącznie z terroryzmem). Liczony jest on jako średnia ważona wskaźników uzyskiwanych na podstawie badań ankietowych. Przyjmuje wartości od ok. -2,5 (kraj niestabilny) do ok. 2,5 (kraj stabilny). Więcej na temat konstrukcji wskaźnika: Kaufmann, Kraay i Mastruzzi (2010).

⁹ Współczynnik wyrażony jest jako średnia ważona obliczona na podstawie maksymalnie 22 czynników zaczerpniętych z różnych baz danych; pokazuje w jakim stopniu władza sprawowana jest dla prywatnych korzyści z wykorzystaniem różnych form korupcji. Przyjmuje wartości od ok. -2,5 (mała kontrola korupcji) do ok. 2,5 (wysoka kontrola). Więcej na temat jego konstrukcji: Kaufmann i in. (2010).

Równikowa, Etiopia, Gabon, Ghana, Kenia, Liberia, Madagaskar, Malawi, Mauretania, Namibia, Niger, Nigeria, Senegal, Sierra Leone, Sudan i Uganda.

W badaniu korzystano z trzech baz danych: OECD, AFMI (*African Financial Markets Initiative*) oraz *World Bank*. Wielkości monetarne wyrażono w dolarach na mieszkańca. Podjęto się skonstruowania modelu panelowego, który wyjaśniałby motywację donatora zarówno w czasie, jak i przestrzeni (między krajami). Zmienną objaśnianą była wielkość ODA (*per capita*) otrzymywana przez kraj biorcę od Francji w danym roku. W celu wyeliminowania z modelu zmiennych objaśniających nadmiernie ze sobą skorelowanych, przeprowadzono analizę korelacji między zmiennymi aproksymującymi ubóstwo oraz zmiennymi aproksymującymi stopień powiązania gospodarczego między krajami biorcami i krajem donatorem.

Korelacja między zmiennymi objaśniającymi

Aby uniknąć wprowadzenia do modelu zmiennych objaśniających zbyt silnie ze sobą skorelowanych, w badaniu wstępnym oszacowano korelacje między potencjalnymi regresorami. W tabl. 2 podano wielkości współczynników korelacji między zmiennymi aproksymującymi poziom ubóstwa krajów. Zauważmy, że stopa śmiertelności niemowląt jest wysoko i ujemnie skorelowana ze współczynnikiem stabilności politycznej, współczynnikiem kontroli korupcji oraz oczekiwaną długością życia w momencie narodzin. Współczynnik stabilności politycznej jest ujemnie skorelowany z ograniczonym dostępem do edukacji (liczbą dziewcząt nieuczęszczających do szkoły podstawowej) i dodatnio ze współczynnikiem kontroli korupcji, natomiast PKB *per capita* jest tylko w niewielkim stopniu skorelowany z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi.

**TABL. 2. KORELACJA MIĘDZY ZMIENNYMI OBJAŚNIAJĄCYMI
APROKSYMUJĄCYMI UBÓSTWO**

Zmienne objaśniające	Oczekiwana długość życia (w chwili narodzin)	Stopa śmiertelności noworodków	PKB <i>per capita</i>	Współczynnik		Liczba dziewcząt nieuczęszczających do szkoły podstawowej <i>per capita</i>
				stabilności politycznej	kontroli korupcji	
Oczekiwana długość życia (w chwili narodzin)	1	-0,4247	0,0319	0,1839	0,2108	-0,2332
Stopa śmiertelności noworodków	x	1	0,0218	-0,4434	-0,5580	0,6610
PKB <i>per capita</i>	x	x	1	-0,1133	-0,0894	-0,0328
Współczynnik stabilności politycznej	x	x	x	1	0,6737	-0,4338
Współczynnik kontroli korupcji	x	x	x	x	1	-0,4038
Liczba dziewcząt nieuczęszczających do szkoły podstawowej <i>per capita</i>	x	x	x	x	x	1

U w a g a. Pogrubiono wartości korelacji przekraczające co do wartości bezwzględnej 0,4.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie bazy danych *World Development Indicators*.

W tabl. 3 przedstawiono korelacje między zmiennymi aproksymującymi stopień powiązania gospodarczego między Francją i krajami biorcami. Szczególnie silne jest powiązanie między stopą migracji a importem i eksportem. Eksport surowców okazał się być silnie powiązany z całością eksportu a importem paliw — z całością importu. Może to oznaczać, że w bilateralnych stosunkach handlowych surowce zdominowały eksport, a paliwa — import. Wskazuje to na ograniczone możliwości transferu technologii z Francji w ramach tych relacji. Warto podkreślić również silne powiązanie liniowe między *FDI* a importem surowców, co sugeruje nastawienie na drenaż zasobów z kraju odbiorcy. Stopa migracji (w przeliczeniu na mieszkańca) jest w niewielkim stopniu powiązana z pozostałymi zmiennymi.

TABL. 3. KORELACJE MIĘDZY ZMIENNYMI OPISUJĄCYMI STOPIEŃ POWIĄZANIA GOSPODARCZEGO MIĘDZY KRAJAMI (wartości *per capita*)

Zmienne	Migracje	<i>FDI</i>	Import paliwa	Eksport paliwa	Import surowców	Eksport surowców	Import	Eksport
Migracje	1	0,2231	-0,0881	0,0687	0,0964	0,2481	0,0497	0,1881
<i>FDI</i>	x	1	0,0618	0,1513	0,4701	0,3388	0,1876	0,3866
Import paliwa ...	x	x	1	0,2114	0,0322	0,0522	0,8915	0,1803
Eksport paliwa	x	x	x	1	0,0913	0,3261	0,1712	0,2533
Import surowców	x	x	x	x	1	0,3402	0,1069	0,3617
Eksport surowców	x	x	x	x	x	1	0,3317	0,5957
Import	x	x	x	x	x	x	1	0,6478
Eksport	x	x	x	x	x	x	x	1

U w a g a. Jak w tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 2.

Przy szacowaniu modeli unikano wprowadzania jako zmiennych objaśniających tych wielkości, które były ze sobą silnie skorelowane. Przyjęto zatem, że współczynnik kontroli korupcji i współczynnik stabilności politycznej odzwierciedlają cechy, których uproszczoną odwrotność można przybliżyć za pomocą stopy śmiertelności noworodków czy jakością edukacji, przy czym wysokie wartości tych ostatnich świadczą o wysokim poziomie ubóstwa, a tych pierwszych — o jakości instytucji. Poziom PKB *per capita* jest często stosowanym miernikiem rozwoju gospodarczego (Lewis, 1955). W przypadku zmiennych opisujących powiązania gospodarcze między krajami unikano wprowadzania do modelu importu i importu paliw, a także eksportu i eksportu surowców.

MODEL

Rozważamy model panelowy postaci:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}' + u_{it} \quad (1)$$

gdzie y_{it} oznacza wielkość ODA udzielonej przez Francję krajowi i -temu w roku t , przy czym $t = 2001, \dots, 2012$, natomiast $i = 1, \dots, 43$. Ponadto \mathbf{x}_{it} jest wektorem zmiennych objaśniających, a u_{it} oznacza błąd losowy przypisany

krajowi i -temu w roku t . W zależności od sposobu dekompozycji błędu losowego uzyskujemy nieco inną specyfikację modelu. Przykładowo:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}' + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

przedstawia tzw. model panelowy z efektami ustalonymi. W tym przypadku szacowanie modelu jest równoznaczne z przyjęciem założenia, że każdemu krajowi afrykańskiemu przypisana jest pewna część pomocy z oficjalnego koszyka, niezależna od czasu i innych czynników. Wielkość pomocy, jaką otrzymuje kraj i -ty jest zatem częściowo ustalona z góry, a jedynie w części zależy od innych wielkości, zmiennych w czasie. Zasadność zastosowania takiego modelu motywujemy również wspomnianym już wcześniej znacznym zróżnicowaniem pomocy przekazywanej różnym krajom (Kongo, Demokratyczna Republika Konga i Wybrzeże Kości Słoniowej stanowią bardzo wyraźny przykład takiego zróżnicowania).

Inną możliwą specyfikacją jest tzw. model panelowy z efektami losowymi postaci:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}' + v_i + u_{it} \quad (3)$$

Na podstawie dostępnej statystyki dotyczącej wielkości pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję krajom afrykańskim oraz jej udziale w PKB, jak również tego, jaki udział stanowiła ona w PKB kraju biorcy stwierdzono, że zasadne jest przyjęcie modelu (2). Estymacja tego modelu sprowadza się do wprowadzenia zmiennej binarnej dla każdej jednostki panelu (i) oraz pominięcia stałej z modelu. Metodę tę nazywamy metodą najmniejszych kwadratów z uwzględnieniem zmiennych binarnych (*Least Squares Dummy Variables — LSDV*). Drugi sposób polega na odjęciu od każdej wartości średniej zmiennej objaśnianej średniej wewnątrzgrupowej i oszacowaniu modelu bez stałej:

$$\hat{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i \quad (4)$$

gdzie średnia wewnątrzgrupowa zdefiniowana jest jako:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$$

gdzie T_i oznacza liczbę obserwacji dostępnych dla jednostki i -tej (Hsiao, 2013).

W przypadku modelu z efektami ustalonymi prezentujemy dwa rodzaje współczynnika determinacji (R^2). *LSDV* R^2 to miara dopasowania modelu ze zmiennymi 0—1 dla poszczególnych jednostek, natomiast *within* R^2 jest miarą dopasowania modelu dla zmiennej \hat{y}_{it} przy założeniu, że interesuje nas bardziej wpływ innych czynników niż efekty stałe.

Wszystkie obliczenia wykonano z wykorzystaniem pakietu GRETL (Cottrel i Lucchetti, 2014; Kufel, 2011) i są one zgodne z obliczeniami wykonywanymi w pakiecie STATA. Wykorzystywana jest też podobna parametryzacja modelu. W związku z tym w wydruku pojawia się wielkość „stała” (tabl. 4 i 5), ponieważ w obu pakietach wykorzystywany jest nieco inny wariant transformacji wewnątrzgrupowej niż podany we wzorze (4). Proces ten szczegółowo opisuje Witkowski (2012). W wyniku tego podana stała jest w rzeczywistości oceną średnich efektów indywidualnych dla panelu.

WYNIKI

W tabl. 4 i 5 przedstawiono wyniki estymacji modeli w podziale na wymienione wcześniej podgrupy. We wszystkich modelach zmienną objaśnianą był logarytm z wielkości pomocy rozwojowej *per capita*. Zlogarytmowanie zmiennej objaśnianej pozwoliło na zawężenie zakresu zmiennej i zmniejszenie wrażliwości szacunków na występowanie wielkości ekstremalnych (wykr. 1 i 2). Przy szacowaniu modeli wzięto pod uwagę wszystkie podane wcześniej w artykule zmienne objaśniające, przy czym testowano również zasadność wprowadzenia do modelu zmiennych zlogarytmowanych, podniesionych do kwadratu i opóźnionych. Metodą regresji krokowej z modelu usuwane były zmienne o największej *p*-wartości. Ostateczne modele zawierają tylko zmienne objaśniające statystycznie istotne. Dla każdego modelu przeprowadzono testy diagnostyczne weryfikujące słuszność zastosowania danej specyfikacji: test Hausmana (1978) oraz test *F* na różnicowanie wyrazu wolnego w grupach.

W tabl. 4 pokazano najlepsze modele dla krajów będących i niebędących historycznymi koloniami Francji. Istotnymi zmiennymi objaśniającymi wielkość udzielanej pomocy były: stopa śmiertelności niemowląt (zmienna aproksymująca ubóstwo) oraz w przypadku modelu dla byłych kolonii również wielkość migracji *per capita* z danego kraju do Francji. Wzrost stopy śmiertelności niemowląt (rozumianej jako wzrost ubóstwa) w poprzednim okresie wpłynął istotnie na wzrost wielkości pomocy udzielanej krajowi biorcy i analogicznie — jej spadek wpływał na spadek wielkości pomocy. Podobnie wzrost migracji z danego kraju wpłynął na wzrost pomocy udzielanej krajowi biorcy przez Francję.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI MODELI — HISTORYCZNE KOLONIE A POZOSTAŁE KRAJE

Wyszczególnienie	Kolonie					
	dawne			pozostałe		
	współczynnik	błąd	<i>p</i> -wartość	współczynnik	błąd	<i>p</i> -wartość
Stała	0,796	0,393	0,044	-2,417	0,731	0,001
Stopa migracji <i>per capita</i>	94,811	35,110	0,007	—	—	—
Stopa śmiertelności (-1)	0,019	0,006	0,002	0,033	0,011	0,003
<i>SKR</i>	80,376			347,741		
<i>LSDV R</i> ²	0,800			0,735		
<i>Within R</i> ²	0,047			0,077		
<i>LSDV F</i>	37,863 (<0,001)			26,525 (<0,001)		

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI MODELI — HISTORYCZNE KOLONIE A POZOSTAŁE KRAJE (dok.)

Wyszczególnienie	Kolonie					
	dawne			pozostałe		
	współ- czynnik	błąd	<i>p</i> -wartość	współ- czynnik	błąd	<i>p</i> -wartość
Statystyka testu Hausmanna	6,915 (0,003)			25,277 (<0,001)		
Statystyka <i>F</i> testu na zróżnicowanie wyrazu wolnego	37,270 (<0,001)			23,278		

U w a g a. *SKR* — suma kwadratów reszt modelu. Zmienna objaśniana — logarytm z wartości pomocy rozwojowej *per capita*. W nawiasach podano *p*-wartości; test Hausmanna — H_0 : model z efektami losowymi, H_1 : model z efektami stałymi; test na zróżnicowanie wyrazu wolnego — H_0 : grupy posiadają wspólny wyraz wolny.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych <http://www.OECD.stat>. Obliczenia wykonano w programie GRETL. W testach istotności wykorzystano błędy odporne (Arellano).

W przypadku krajów niebędących historycznymi koloniami Francji istotny okazał się tylko poziom ubóstwa. Porównanie wartości wyrazów wolnych poszczególnych grup krajów sugeruje wyraźnie, że nawet gdyby migracje ustały a stopa śmiertelności noworodków w obu grupach była na zbliżonym poziomie, to i tak byłyby kolonie otrzymują większą wartość pomocy *per capita* niż pozostałe kraje (wykr. 3). Ponadto w wielu przypadkach ujemny wyraz wolny dla krajów pozostałych sugeruje, że przeciętna wartość pomocy finansowej otrzymywanej przez te kraje nie przekracza 1 dolara na osobę. Na tym tle wyróżnia się wspomniana już wartość pomocy otrzymywanej przez Republikę Zielonego Przylądka czy Mauritius.

W przypadku obu modeli *LSDV R*² przyjęło dużą wartość, podczas gdy *within R*² było niewielkie. Oznacza to, że głównym czynnikiem objaśniającym w modelu są efekty indywidualne, natomiast wpływ pozostałych istotnych zmiennych jest niewielki.

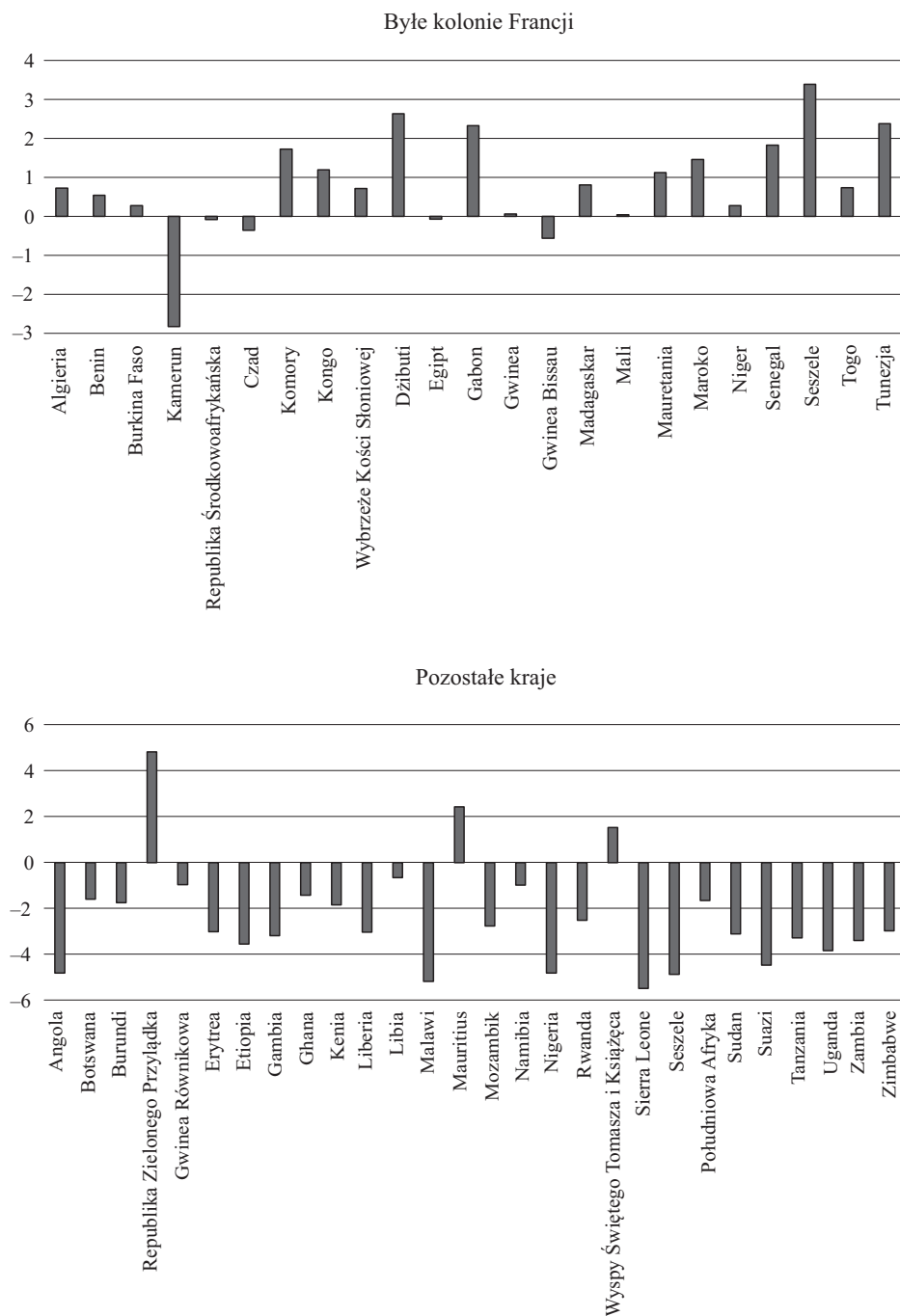
TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI MODELI — KRAJE ZASOBNE W SUROWCE ENERGETYCZNE A KRAJE POZOSTAŁE

Wyszczególnienie	Kraje					
	zasobne w ropę/gaz			pozostałe		
	współ- czynnik	błąd	<i>p</i> -wartość	współ- czynnik	błąd	<i>p</i> -wartość
Stała	3,645	1,473	0,014	-12,332	5,615	0,031
Stopa migracji <i>per capita</i> (-1)	1253,030	318,795	0,000	—	—	—
Log (PKB <i>per capita</i>) (-1)	-0,479	0,213	0,026	1,329	0,661	0,047
Stopa śmiertelności (-1)	—	—	—	0,078	0,027	0,005
<i>FDI_PC</i> (-1)	—	—	—	0,003	0,001	0,001
<i>FDI_PC</i> (-2)	—	—	—	0,003	0,001	0,072
<i>SKR</i>	279,700			68,820		
<i>LSDV R</i> ²	0,742			0,865		
<i>Within R</i> ²	0,037			0,108		
<i>LSDV F</i>	26,467 (<0,001)			15,342 (0,004)		
Statystyka testu Hausmanna	9,726 (0,008)			21,769 (<0,001)		
Statystyka <i>F</i> testu na zróżnicowanie wyrazu wolnego	18,24 (<0,001)			23,278		

U w a g a. Jak przy tabl. 4.

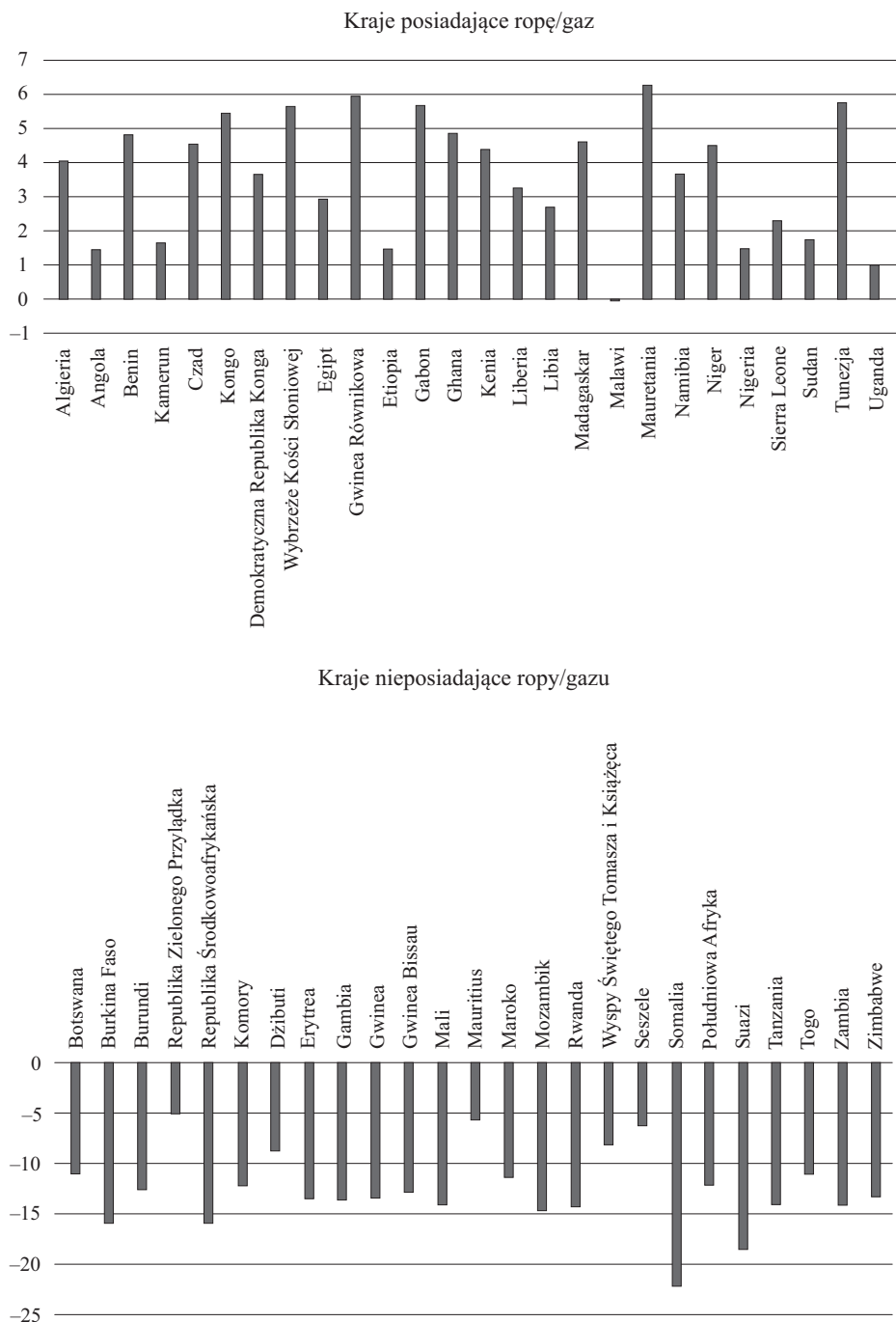
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 4.

Wykr. 3. OSZACOWANY WYRAZ WOLNY



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. OSZACOWANY WYRAZ WOLNY



W kolejnym etapie badania przeanalizowano kraje posiadające i nieposiadające zasobów ropy i/lub gazu. Zmiennymi istotnie wpływającymi na wielkość otrzymywanej pomocy w grupie krajów posiadających zasoby ropy i/lub gazu okazały się: stopa migracji *per capita* z roku poprzedzającego (stymulanta) oraz logarytm z wartości PKB *per capita* z roku poprzedzającego (destymulanta). Fakt, że im mniejsza była wartość PKB *per capita* w roku poprzedzającym transfer środków, tym większą pomoc dany kraj otrzymywał w danym roku, może sugerować, że czynnik ubóstwa brany jest pod uwagę przy dystrybucji pomocy rozwojowej w grupie krajów posiadających zasoby naturalne.

W przypadku krajów nieposiadających zasobów ropy lub gazu logarytm z PKB *per capita* był również istotną zmienną wpływającą na wielkość otrzymywanej pomocy rozwojowej, przy czym okazał się stymulantą. Taki wynik może sugerować, że w drugiej grupie krajów wspierane były te cechujące się większym bogactwem. Wniosek ten łagodzi spostrzeżenie, że druga zmienna aproksymująca ubóstwo — współczynnik śmiertelności noworodków — okazała się również istotna i też miała charakter stymulanta. Co szczególne — istotne okazały się też wielkości bezpośrednich inwestycji zagranicznych w roku poprzednim i sprzed dwóch lat. Fakt, że istotna okazała się wartość, a niezlogarytmowana wartość *FDI*, świadczy o silniejszej, nieliniowej zależności między analizowanymi wielkościami.

Otrzymane wyrazy wolne dla poszczególnych grup przedstawiono na wyk. 4. W przypadku krajów nieposiadających zasobów naturalnych wartości wyrazów wolnych są ponownie w przeważającej większości ujemne. Oznacza to, że średnia wartość pomocy rozwojowej przekazywana tej grupie krajów nie przekraczała 1 dolara na osobę. W przypadku modelu oszacowanego dla tej grupy państw *within R²* było największe w porównaniu z czterema pozostałymi modelami, co sugeruje, że wpływ pozostałych zmiennych — poza wyrazem wolnym — był w tej grupie najsilniejszy.

Wnioski

System pomocy rozwojowej budzi wielorakie wątpliwości od momentu jego ustanowienia w 1960 r. Fakt, że data kończąca okres kolonializmu w Afryce jest również cezurą otwarcia systemu współpracy rozwojowej, skłania do refleksji dotyczącej jego charakteru. Pojawia się bowiem pytanie, czy ta zbieżność jest efektem faktycznej przemiany w relacjach Północ—Południe czy też kontynuacją dawnej praktyki pod nowym szyldem. Krytyka pomocy rozwojowej w znacznej mierze opiera się m.in. na przyjęciu założenia, że pomoc w istocie jest instrumentem realizacji interesów donatorów i w konsekwencji nie wspiera rozwoju gospodarczego. Wykorzystanie w krajach afrykańskich koncepcji leżących u podstaw Planu Marshalla stanowiło w zasadzie naturalną kolej rzeczy po dekolonizacji, jak również jeden z elementów kształtowania bipolarnych stosunków światowych mocarstw (Williams, 2014). Wpisuje się to w koncepcję neokolonializmu, czyli dalszej eksploatacji zasobów Afryki przez kraje rozwinięte przy wykorzystaniu przewagi politycznej i gospodarczej. Pojawienie się nowych donatorów z grupy krajów o średnich dochodach zachwiało równowagę relacji Północ—Południe na

kontynencie afrykańskim i zmusza wszystkich uczestników systemu współpracy rozwojowej do przemyślenia strategii stosunków w ujęciu bi- i multilateralnym.

Wyniki badań ilościowych pomocy rozwojowej udzielanej przez Francję zdają się częściowo uzasadniać założenia jakościowego modelu tradycyjnego udzielania tej pomocy, opartego na kryteriach wymiaru współpracy (Andrzejczak, 2014). Rezultaty badania pozwalają stwierdzić, że były kolonie Francji faktycznie otrzymują więcej pomocy rozwojowej niż kraje niemające takich powiązań. W przypadku krajów niezwiązanych w przeszłości z kolonializmem Francji stwierdzono niższe wartości przyznawanej pomocy (mierzone medianą), niezależnie od pozostałych zmiennych. W przypadku rozróżnienia wynikającego z posiadanych surowców energetycznych można zauważyć większe zaangażowanie w pomoc dla krajów posiadających zasoby. Pomoc rozwojowa stanowi zatem uzasadnienie obecności gospodarczej w krajach, w których Francja chce realizować interesy polityczne i gospodarcze.

Stwierdzono, że polityka rozwojowa może być powiązana z przynależnością do poszczególnych podgrup krajów. W przypadku dawnych kolonii, które otrzymują więcej pomocy, obserwuje się wyraźne związki między migracją i zmienną aproksymującą ubóstwo a wielkością pomocy. Z wyższym poziomem ubóstwa związana jest także większa pomoc w grupie krajów niebędących koloniami oraz posiadającymi ropę, natomiast w krajach nieposiadających zasobów energetycznych pomoc podąża za bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi. Francja pomaga zatem krajom, w których inwestuje, co pozwala przypuszczać, że polityka rozwojowa zmierza do poszerzania rynków zbytu oraz realizacji inwestycji zagranicznych, natomiast pomoc rozwojowa stanowić może swoistą rekompensatę za uzyskane korzyści. Ponadto można stwierdzić, że Francja w krajach preferowanych ze względu na przeszłość kolonialną oraz dostęp do surowców realizuje w istocie politykę związaną ze zwalczaniem problemów wynikających z pogłębiającego się ubóstwa. Można to przyjąć za pozytywny aspekt przemian w systemie pomocy rozwojowej oraz próbę częściowej, faktycznej, realizacji deklarowanych celów rozwojowych.

Stwierdzono także duże znaczenie migracji, co oznacza, że Francja jako kraj przyjmujący wielu imigrantów zainteresowana jest utrzymaniem dobrych relacji i wspieraniem rozwoju w krajach, z których oni pochodzą. Zależność ta jest istotna także w przypadku krajów zasobnych w surowce energetyczne. Jakkolwiek współpraca rozwojowa stanowi element polityki zagranicznej, to może ona służyć także realizacji polityki wewnętrznej, w ramach której stosunki z krajami pochodzenia migracji odgrywają dziś duże znaczenie.

Wnioski te są do pewnego stopnia spójne z wynikami uzyskanymi w badaniach wcześniejszych Andrzejczak i Kliber (2015). W świetle wyników badania i analizy modelu panelowego można stwierdzić, że motywacja Francji jest spójna z deklarowaną strategią promowania rozwoju na tyle, na ile zbieżne jest to z realizacją długo- i krótkookresowych celów francuskiej polityki zagranicznej i wewnętrznej. Włączenie do grupy priorytetowych odbiorców pomocy byłych kolonii pozwala na umotywowanie wysokich transferów właśnie do tej grupy. Nie dziwi fakt, że kraje priorytetowe niebędące koloniami są krajami bogatymi w zasoby naturalne, co potwierdziły wyniki badania. Przynależność do modelu

tradycyjnego pomocy rozwojowej zdaje się potwierdzać także udział w międzynarodowych inicjatywach, takich jak m.in. zobowiązanie do redukcji zadłużenia w ramach Klubu Paryskiego. Mając jednak na uwadze, że pomoc rozwojowa dla swojej skuteczności wymaga zorientowania na odbiorcę, motywacja Francji jako donatora nadal budzi wątpliwości.

Na koniec warto dodać, że pewnym ograniczeniem w badaniu jest analizowanie wysokości pomocy *per capita*. W przypadku krajów o bardzo małej populacji mogło to zniekształcić wyniki, jednak uznano, że takie podejście jest bardziej miarodajne niż badanie pomocy ogółem z pominięciem kwestii wielkości populacji. Na wyniki ma wpływ również fakt, że wysokość francuskiej pomocy zależna jest od bieżących wydarzeń. Wykreślenie z listy krajów rozwijających się w 2000 r. — zależnych od Francji — Nowej Kaledonii i Polinezji Francuskiej w istotny sposób wpłynęło na spadek całkowitego wolumenu pomocy w 2001 r., natomiast wojna domowa na Wybrzeżu Kości Słoniowej spowodowała duży wzrost wsparcia przez Francję tego kraju w latach 2009 i 2011. Pomoc Francji uzależniona była także od jednorazowych redukcji zadłużenia dla ważnych dostawców zasobów naturalnych w okresie 2002—2012, a szczególnie w latach 2005 i 2006.

dr Katarzyna Andrzejczak, dr Agata Kliber — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Acemoglu, D., Robinson, J.A. (2015). The Rise and Decline of General Laws of Capitalism. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 29, no. 1, s. 3—28. Pobrane z: doi:<http://dx.doi.org.00002b210704>.
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A. (2012). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation: Reply. *American Economic Review*, vol. 102, no. 6, s. 3077—3110. Pobrane z: doi:<http://dx.doi.org.00002b210704.han3.ue.poznan.pl/10.1257/aer.102.6.3077>.
- Andrzejczak, K. (2014). Transfer of Technologies in Development Cooperation Models. W: I. Filipovic (red.), M. Klacmer Calopa, F. Galetic, *Economic and Social Development 7th International Scientific Conference Book of Proceedings*, s. 184—196. Varazdin: Varazdin Development and Entrepreneurship Agency.
- Andrzejczak, K., Kliber, A. (2015). The Model of French Development Assistance — Who Gets the Help? *Dynamic Econometric Models*, vol. 15, s. 89—109.
- Babaci-Wilhite, Z., Macleans, A., Geo-JaJa, Shizhou, L. (2013). China's aid to Africa: competitor or alternative to the OECD aid architecture? *International Journal of Social Economics*, vol. 40, no. 8, s. 729—743.
- Birdsall, N., Rodrik, D., Subramanian, A. (2005). How to Help Poor Countries. *Foreign Affairs*, vol. 84, no. 4, s. 136—152.
- Bräutigam, D. (2011). Aid "With Chinese Characteristics": Chinese Foreign Aid and Development Finance Meet the OECD-DAC Aid Regime. *Journal of International Development*, vol. 23, no. 5.
- Burnside, C., Dollar D. (2000). Aid, Policies, and Growth. *American Economic Review*, vol. 90, no. 4, s. 847—868. DOI: 10.1257/aer.90.4.847.
- Chafer, T., Cumming, G. (2011). *From Rivalry to Partnership? New Approaches to the Challenges of Africa*. Burlington: Ashgate Publishing Company.

- Chaponniere, J., Comolet, E., Jacquet, P. (2009). Les pays émergents et l'aide au développement (Emerging Countries and Foreign Aid Policy. With English summary). *Revue D'économie Financière*, vol. 95, s. 173—188.
- Charnoz, O., Severino, J.-M. (2007). Aide publique au développement, Coll Reperes. Paris: La Découverte.
- Chauvet, L., Collier, P. (2009). Elections and Economic Policy in Developing Countries. *Economic Policy*, vol. 59, s. 509.
- Chou, T. (2012). Does Development Assistance Reduce Violence? Evidence from Afghanistan. *Economics of Peace and Security Journal*, vol. 7, no. 2, s. 5—13.
- Cochran, W.G., Cox G.M. (1957). *Experimental Designs*, John Wiley & Sons.
- Cottrel, A., Lucchetti, R.J. (2014). *Gretl User's Guide, GNU Regression, Econometrics and Time-series Library*. Pobrane z: <http://gretl.sourceforge.net/gretl-help/gretl-guide.pdf>.
- Crescenzi, M.C., Enterline, A.J., Long, S.B. (2008). Bringing Cooperation Back W: A Dynamic Model of Interstate Interaction. *Conflict Management and Peace Science*, vol. 25, no. 3, s. 264—280.
- Doucouliafos, H., Paldam, M. (2013). Explaining development aid allocation by growth. *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, vol. 2, no. 1, s. 21—41.
- Easterly, W., Pfützte, T. (2008). Where Does the Money Go? Best and Worst Practices in Foreign Aid. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, no. 2, s. 29—52.
- Eyben, R. (2012). Struggles in Paris: the DAC and the purposes of development aid. *European Journal of Development Research*, vol. 25, no. 1, s. 78—91.
- Gore, C. (2013). The New Development Cooperation Landscape: Actors, Approaches, Architecture. *Journal of International Development*, vol. 25, s. 769—786. DOI: 10.1002/jid.2940.
- Harman, S., Williams, D. (2014). International development in transition. *International Affairs*, vol. 90, no. 4, s. 925—941. DOI:10.1111/1468-2346.12148.
- Hausman, J.A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, vol. 46, s. 1251—1271.
- Hsiao, Ch. (2013). *Analysis of Panel Data*, Third Edition. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hugon, P. (2008). *L'économie du développement et la pensée francophone*. Paris: Editions des Archives Contemporaines.
- Kaufmann, D., Kraay, A., Mastruzzi, M. (2010). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues. *World Bank Policy Research Working Paper*, no. 5430. Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=1682130>.
- Kim, S., Lightfoot, S. (2011). Does "DAC-Ability" Really Matter? The emergence of non-DAC Donors: Introduction to Policy Arena. *J. Int. Dev.*, no. 23, s. 711—721. DOI: 10.1002/jid.1795.
- Kmita, J. (1991). *Essays on the Theory of Scientific Cognition*. Warszawa, Dordrecht/Boston/London: PWN — Polish Scientific Publishers, Kluwer Academic Publishers.
- Kufel, T. (2011). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Warszawa: PWN.
- Lewis, W.A. (1955). *Theory of Economic Growth*. London: George Allen & Unwin Ltd.
- MAE (2015). Informacje ze strony Ministerstwa Spraw Zagranicznych (Ministère des Affaires étrangères). Pobrano z: <http://www.diplomatie.gouv.fr>, dostęp: 02.2015 r.
- McEwan, C., Mawdsley, E. (2012). Trilateral Development Cooperation: Power and Politics in Emerging Aid Relationships. *Development and Change*, vol. 43, no. 6, s. 1185—1209.
- Milczarek, A. (2014). Africa as a New Potential of the Global Economy. *Journal of International Studies*, vol. 7, no. 2. DOI: 10.14254/2071-8330.2014/7-2/13.
- OECD (2012). *Strategy for Development*. Adopted at the Meeting of the OECD Council at Ministerial Level, Paris, 23—24 May 2012. Pobrane z: <http://www.oecd.org/development/50452316.pdf>.

- Page, S., Willem te Velde, D. (2004). *Foreign Direct Investment by African Countries*. Pobrano z: <http://www.odi.org/sites/odi.org.uk/files/odi-assets/publications-opinion-files/5739.pdf>, dostęp 25.09.2015 r.).
- Quadir, F. (2013). Rising Donors and the New Narrative of "South-South" Cooperation: What Prospects for Changing the Landscape of Development Assistance Programmes? *Third World Quarterly*, vol. 34, no. 2, s. 321—338. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/01436597.2013.775788>.
- Simplice, A. (2014). Development thresholds of foreign aid effectiveness in Africa. *International Journal of Social Economics*, vol. 41, no. 11, s. 1131—1155.
- Walker, M. (2008). Indian Ocean Nexus. *Wilson Quarterly*, vol. 32, no. 2, s. 21—28.
- Williams, J.H. (2014). US foreign aid. *Asian Education and Development Studies*, vol. 3, no. 1, s. 11—30.
- Williamson, J. (2004). The Strange History of the Washington Consensus. *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 27, no. 2, s. 195—206.
- Witkowski, B. (2012). Modele danych panelowych. W: M. Bazyl, M. Gruszczyński (red.), M. Książek, M. Owczarczuk, A. Szulc, A. Wiśniowski, B. Witkowski, *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Wolters Kluwer SA.
- Woods, N. (2008). Whose aid? Whose influence? China, emerging donors and the silent revolution in development assistance. *International Affairs*, no. 84, s. 1205—1221. DOI:10.1111/j.1468-2346.2008.00765.x.

Summary. *The paper analyses the official development assistance provided by France to African countries within 2001—2012. The term official development assistance is understood as financial flows directed by the institutions of donor countries to a certain group of countries and multilateral institutions in order to support the progress and prosperity of developing countries. The aim of the study is to verify whether the criteria for granting financial support declared by the donors (in here: France) and determined by the Millennium Development Goals (defined by the UN General Assembly in 2000), are covered by actual financial flows.*

Data concerning the volume of the development assistance within 2001—2012 were analysed in the following subgroups of countries: the ones which were and were not historical colonies as well as countries with and without natural resources. For each subgroup, a panel model with fixed effects was estimated. It was stated that although mainly the development issues and anti-poverty campaign are postulated by the French foreign policy, the recipients structure of development assistance provided by France is largely dependent on the common colonial past, energy sources potential (oil, gas, uranium), migration level as well as bilateral trade exchange.

Keywords: official development assistance, UN Millennium Declaration Development Goals, panel model with fixed effects.

Katarzyna CIESIELSKA
Mariusz CIESIELSKI

Lesistość w Polsce w przekrojach terytorialnych

Streszczenie. *Artykuł przedstawia zmiany lesistości w Polsce w latach 2002—2014 w różnych przekrojach terytorialnych. Analizę przeprowadzono na podstawie danych GUS o powierzchni gruntów leśnych oraz o ludności i zmianach w podziale administracyjnym, które porównano w odniesieniu do województw, gmin oraz aglomeracji miejskich.*

W badanym okresie powierzchnia gruntów leśnych zwiększyła się o 290 tys. ha, co oznacza wzrost lesistości o 0,9 p.proc. w całym kraju. Wzrosła również powierzchnia leśna na 1000 mieszkańców (średnio w Polsce o 5,7 ha). Różnice w kształtowaniu się obu wskaźników najmocniej uwiarydliwiły się na poziomie gmin.

Słowa kluczowe: lesistość, powierzchnia leśna, podział terytorialny, aglomeracje miejskie.

JEL: Q23

Efekty prowadzenia polityki przestrzennej na różnych szczeblach podziału terytorialnego, z uwzględnieniem zasad zrównoważonego rozwoju oraz ładu przestrzennego, są widoczne we wskaźnikach społecznych, demograficznych i dotyczących zagospodarowania terenów. Jednym z nich jest lesistość, czyli wyrażony procentowo stosunek powierzchni pokrytej lasem do całkowitej powierzchni danego obszaru. W XX w. w Polsce lesistość ulegała dużym fluktuacjom. W 1920 r. wynosiła ok. 38,0%, a w 1945 r. — tylko 20,8%. Od zakończenia II wojny światowej następuje stopniowy wzrost powierzchni leśnej kraju, co jest wynikiem prac zalesieniowych prowadzonych m.in. w ramach „Krajowego programu zwiększania lesistości”¹, realizowanego od 1995 r. W latach 2002—2014,

¹ „Krajowy program zwiększania lesistości” — dokument przyjęty do realizacji uchwałą Rady Ministrów w czerwcu 1995 r., zaktualizowany w roku 2003 r. przez Ministerstwo Środowiska (www.mos.gov.pl/fileadmin/user_upload/mos/srodowisko/lesnictwo/Krajowy_Program_Zwiekszenia_Lesistosci.pdf).

czyli w okresie analizowanym w niniejszym artykule, lesistość w Polsce (według GUS) zwiększyła się o 0,9 p.proc. i w 2014 r. wyniosła 29,4%.

Lasy stanowią nieodłączny element środowiska życia człowieka i pełnią w nim liczne funkcje ekologiczne (kształtowanie klimatu, regulacja obiegu wody w przyrodzie, ochrona gleb przed erozją), gospodarcze (produkcja biomasy) oraz społeczne (rekreacja, wpływ na zdrowie) (Mandziuk i Janeczko, 2009; Ludwiczak, Maciaszczyk, Rzeźnik i Witczak, 2012; Rykowski, 2009). Z tego powodu istotne jest przeanalizowanie, jak zmienia się powierzchnia leśna oraz jakie skutki powoduje to w otoczeniu człowieka.

Celem badania jest przedstawienie zmian w zakresie lesistości oraz powierzchni leśnej na 1000 mieszkańców w ujęciu terytorialnym, z uwzględnieniem wpływu zmian terytorialnych na analizowane wskaźniki.

MATERIAŁ I METODY

W artykule wykorzystano dane statystyczne z Banku Danych Lokalnych (BDL) na temat leśnictwa oraz ludności na poziomie kraju, województw i gmin, dostępne za pośrednictwem strony internetowej GUS. W celu uzyskania dodatkowego ujęcia przestrzennego pozyskane dane zagregowano dla aglomeracji miejskich. Zdecydowano o ograniczeniu okresu badania do lat 2002—2014, czego głównym powodem była dostępność i kompletność danych.

Zródłem danych o lesistości są wyniki badań statystycznych prowadzonych na podstawie uchwalanego corocznie programu badań statystycznych statystyki publicznej (PBSSP)². Ujęty w nim program pn. „Zasoby leśne”³ ma na celu zebranie danych o zasobach leśnych, które są następnie wykorzystywane m.in. do opracowywania corocznych raportów o stanie lasów oraz przekazywane na potrzeby badań międzynarodowych do: Eurostatu, Europejskiej Komisji Gospodarczej ONZ, Organizacji do Spraw Wyżywienia i Rolnictwa ONZ (FAO), Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD) oraz Ministerialnej Konferencji Ochrony Lasów w Europie (MCPFE FOREST EUROPE). Dostawcami danych dla statystyki publicznej są m.in.: Dyrekcja Generalna Lasów Państwowych, zarządy powiatów (dane o lasach prywatnych) oraz wójtowie, burmistrzowie i prezydenci miast (dane o lasach gminnych).

Dane o ludności pochodzące z BDL, tak jak w przypadku leśnictwa, są pozyskiwane na podstawie PBSSP. Bilanse liczby i struktury ludności w gminach opracowuje się na podstawie wyników narodowych spisów powszechnych, z uwzględnieniem zmian spowodowanych ruchem naturalnym (urodzenia i zgony), migracjami ludności (na pobyt stały i czasowy) oraz przemieszczeniami związanymi ze zmianami administracyjnymi⁴.

² PBSSP stanowi załącznik do rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej.

³ Program ten określa: cel i zakres przedmiotowy badania, źródła danych, podmioty zobowiązane do przekazywania danych oraz częstotliwość raportowania powierzchni gruntów leśnych.

⁴ <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/metadane/metryka/2461#>.

Autorzy przedstawiają dodatkowo wyniki analizy zmian powierzchni lasów i lesistości dla aglomeracji miejskich, ponieważ informacje te — w połączeniu z danymi na temat demografii i kierunków zmian w zagospodarowaniu przestrzennym gmin — mogą pomóc w uchwyceniu presji urbanizacji na przestrzeń leśną. Z uwagi na to, że dane w BDL nie są prezentowane w przekroju aglomeracyjnym, wykorzystano wyniki badań dostępne w literaturze przedmiotu. Ze względu na kompleksowość ujęcia temtu i dobór kryteriów oparto się na opracowaniu Swianiewicza i Klimskiej (2005), którzy wskazali 21 obszarów aglomeracji w Polsce: warszawską, łódzką, krakowską, wrocławską, poznańską, gdańską (z Gdynią i Sopotem), katowicką (z Sosnowcem i Gliwicami), szczecińską, lubelską, bydgoską (z Toruniem), białostocką, rzeszowską, częstochowską, radomską, kielecką, bielską, olsztyńską, rybnicką, wałbrzyską, opolską i tarnowską. Łącznie do aglomeracji zaliczono 416 gmin, w tym 395 gmin należących do stref podmiejskich i 21 miast centralnych.

Dane do analizy pozyskano z krajowego rejestru urzędowego podziału terytorialnego kraju (TERYT)⁵. Z jednej strony posłużył on autorom jako narzędzie do obserwacji zmian lesistości w poszczególnych gminach⁶, z drugiej dostarczył informacji o powierzchni obszarów gmin uczestniczących w zmianach administracyjnych w badanym okresie. Na potrzeby niniejszej pracy przeanalizowano komunikaty oraz zestawienia danych dotyczących obszarów przekazywanych w związku ze zmianami dokonywanymi w podziale terytorialnym⁷. W rejestrze TERYT gromadzone są informacje m.in. o identyfikatorach i nazwach jednostek podziału terytorialnego (system TERC) oraz o zmianach (nazwy czy identyfikatora) dokonujących się w obrębie tych jednostek, co jest szczególnie ważne, gdy analiza dotyczy określonego zjawiska na przestrzeni kilku lub kilkunastu lat.

Z uwagi na to, że dane o lesistości, powierzchni leśnej oraz ludności w gminach pozyskano z BDL w układzie zgodnym z rejestrem TERYT, w którym wyróżnia się gminy miejskie, wiejskie oraz miejsko-wiejskie, zdecydowano się przeanalizować zmiany lesistości w takim układzie, jednak bez uwzględniania dalszego podziału gmin miejsko-wiejskich (na miasto i obszar wiejski), w celu zapewnienia większej porównywalności danych. Dane na poziomie gminnym posłużyły następnie do wykonania zbiorczych analiz na poziomie województw.

⁵ Rejestr TERYT jest prowadzony na podstawie przepisów ustawy z dnia 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej (tekst jednolity Dz. U. z 2016 r. poz. 1068) oraz rozporządzenia Rady Ministrów z dnia 15 grudnia 1998 r. w sprawie szczegółowych zasad prowadzenia, stosowania i udostępniania krajowego rejestru urzędowego podziału terytorialnego kraju oraz związanych z tym obowiązków organów administracji rządowej i jednostek samorządu terytorialnego (Dz. U. z 1998 r. Nr 157, poz. 1031, z późn. zm.).

⁶ Identyfikatory rejestru TERYT stanowiły klucz do integracji danych z różnych dziedzin.

⁷ Źródłem informacji na temat zmian w powierzchni jednostek podziału terytorialnego są przekazywane przez gminy (na podstawie § 11 ust. 1 pkt 1 rozporządzenia w sprawie rejestru TERYT) załączniki do protokołu zdawczo-odbiorczego, zawierające zestawienie danych dotyczących obszarów, które są przekazywane w związku ze zmianą w podziale terytorialnym. Te informacje są następnie upubliczniane w postaci corocznych komunikatów o zmianach w podziale terytorialnym kraju, wydawanych przez GUS (<https://bdl.stat.gov.pl/BDL/metadane/teryt/zmiany>).

WYNIKI ANALIZY ZMIAN LESISTOŚCI I POWIERZCHNI LASÓW NA 1000 MIESZKAŃCÓW

Poziom kraju

W latach 2002—2014 lesistość w Polsce zwiększyła się o 0,9 p.proc. (z 28,5% do 29,4%). Powierzchnia państwowych gruntów leśnych wzrosła o 94,0 tys. ha, a prywatnych — o 196,0 tys. ha. Do 2004 r. przyrost powierzchni leśnej dotyczył głównie gruntów państwowych, a w późniejszym okresie — gruntów prywatnych, co w dużym stopniu wiązało się z realizacją Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich (PROW). Jak wskazuje Kaliszewski (2012), począwszy od 2001 r. (z wyjątkiem 2004 r.) większość zalesień miała miejsce na gruntach prywatnych. Z danych GUS za lata 2002—2014 wynika, że w tym okresie zalesiono 90,2 tys. ha gruntów prywatnych oraz 49,8 tys. ha gruntów państwowych (GUS, 2015).

Istnieje kilka okoliczności warunkujących wielkość zalesień na gruntach różnych form własności, m.in.:

- ograniczenia wprowadzone przez Agencję Nieruchomości Rolnych w przekazywaniu Państwowemu Gospodarstwu Leśnemu Lasy Państwowe (PGL LP) gruntów pod zalesienia;
- wsparcie realizacji zalesień na gruntach prywatnych z rolniczych funduszy Unii Europejskiej⁸ (UE);
- zwiększenie zainteresowania gruntami przeznaczonymi na cele rolnicze po wejściu Polski do UE i w konsekwencji wzrost ich cen, na skutek czego zmalała powierzchnia gruntów do zalesienia⁹.

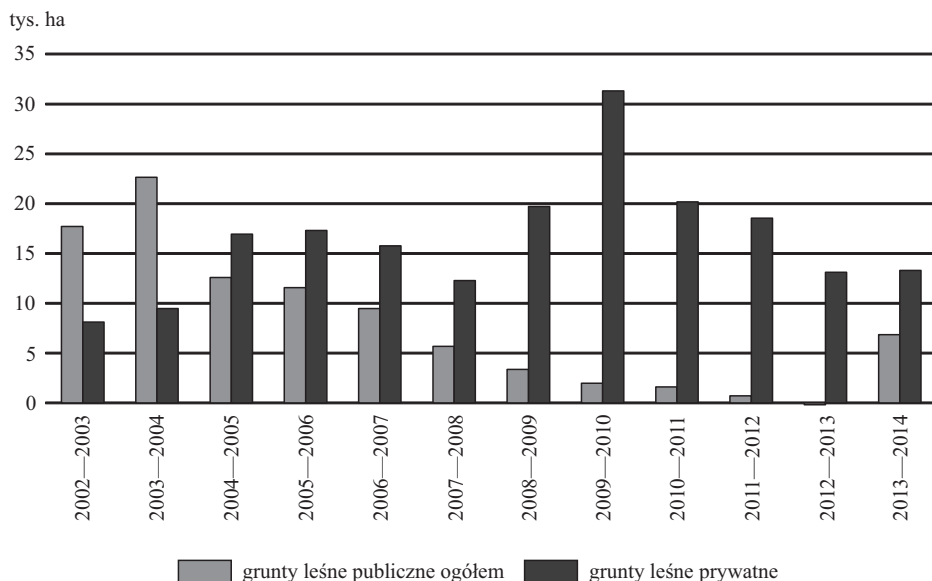
Według Jabłońskiego (2015a) głównymi czynnikami, które mają wpływ na zmianę powierzchni lasów prywatnych są (oprócz PROW) również nowe, uproszczone plany zarządzania lasu i inwentaryzacji stanu lasu oraz aktualizacja ewidencji gruntów i budynków (EGiB) (Jabłoński, 2015b). Wiele rodzajów gruntów, które w rozumieniu ustawy o lasach¹⁰ są terenami leśnymi, nie figuruje w rejestrach administracyjnych, a ich wielkość określana jest szacunkowo w licznych opracowaniach. Między innymi Instytut Geodezji i Kartografii (wykorzystując nowoczesne metody teledetekcyjne) oszacował powierzchnię leśną w Polsce w 2014 r. na 32% (według GUS lesistość w Polsce w 2014 r. wynosiła 29,4%). Zmiany powierzchni leśnej z uwzględnieniem form własności przedstawia wyk. 1.

⁸ Są to: Europejski Fundusz Rolny na rzecz Rozwoju Obszarów Wiejskich i środki pochodzące z Sekcji Gwarancji Europejskiego Funduszu Orientacji i Gwarancji Rolnej. Dopłaty obejmują jednorazową pomoc za dokonanie zalesienia (tzw. wsparcie na zalesienie), pięcioletnią pomoc finansową na utrzymanie, pielęgnowanie i ewentualną ochronę przed zwierzyną (premia pielęgnacyjna) oraz pokrycie utraconych dochodów z działalności rolniczej przez maksymalnie 12 lat (premia zalesieniowa) (www.minrol.gov.pl/Wsparcie-rolnictwa/Program-Rozwoju-Obszarow-Wiejskich-2014-2020).

⁹ Informacja o stanie lasów oraz realizacji „Krajowego programu zwiększania lesistości” w 2012 r. (www.mos.gov.pl/g2/big/2013_11/5ab1bce4e57199088c71ea97379aa833.pdf).

¹⁰ Ustawa z dnia 28 września 1991 r. o lasach (tekst jednolity Dz. U. z 2015 r. poz. 2100).

Wykr. 1. ZMIANY POWIERZCHNI LEŚNEJ W POLSCE WEDŁUG FORM WŁASNOŚCI W LATACH 2002



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Powierzchnia leśna przypadająca na 1000 mieszkańców w Polsce wynosiła w 2014 r. 239 ha. W porównaniu z innymi państwami europejskimi wskaźnik ten kształtował się na średnim poziomie. Niższym wskaźnikiem niż Polska charakteryzowały się wysoko rozwinięte państwa Europy Zachodniej: Dania, Niemcy, Włochy i Szwajcaria (odpowiednio: 98,1, 134,4, 150,6 i 162,1 ha/1000 mieszkańców), jak również Czechy i Węgry (odpowiednio 185,7 i 201,9 ha/1000 mieszkańców). Większą wartość wskaźnika notowano przede wszystkim w państwach o niższym stopniu rozwoju gospodarczego (np. Białoruś — 822,5 ha/1000 mieszkańców) lub mniejszej gęstości zaludnienia (np. Litwa i Austria — odpowiednio 577,1 i 479,5 ha/1000 mieszkańców).

Jedynie 5% populacji świata mieszka w krajach, gdzie powierzchnia lasów na 1000 mieszkańców przekracza 3000 ha (23 państwa). Kraje zamieszkałe przez 75% ludności świata charakteryzują się wskaźnikiem do 500 ha/1000 mieszkańców¹¹. Na jego wartość wpływa wiele czynników: ekonomiczne (stopień rozwoju gospodarczego, rodzaj gospodarki), demograficzne (gęstość zaludnienia) i środowiskowe (warunki klimatyczne, glebowe, ukształtowanie terenu), dlatego jest trudno porównywalny w ujęciu globalnym.

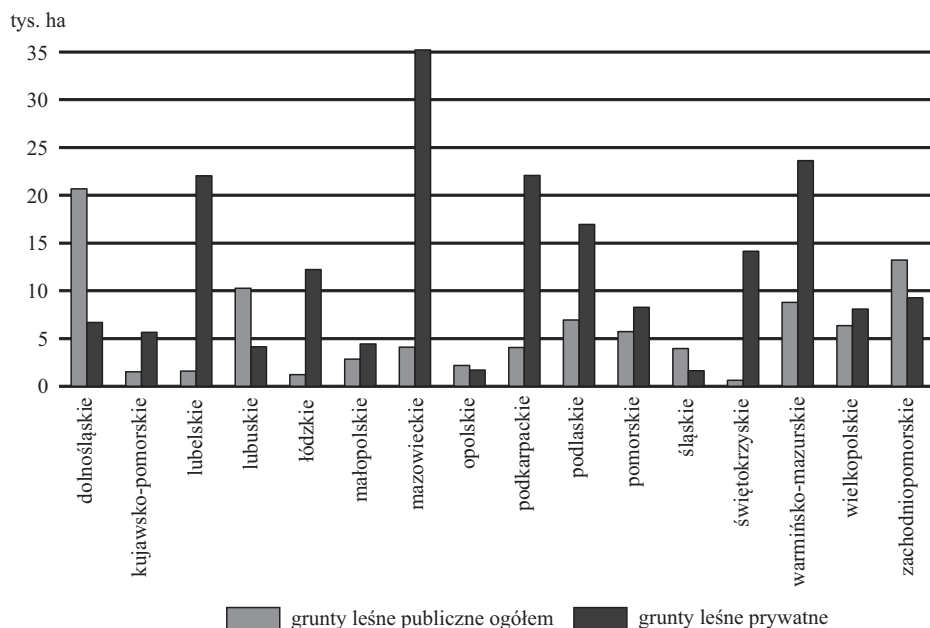
¹¹ www.nationmaster.com/country-info/stats/Environment/Forest-area/Sq.-km/Per-capita.

W Polsce w latach 2002—2014 powierzchnia lasów na 1000 mieszkańców wzrosła o 5,7 ha. Powierzchnia leśna kraju zwiększyła się w tym okresie o 290 tys. ha, a liczba ludności — o 260 tys.

Poziom województw

Zmiany powierzchni leśnej w poszczególnych województwach przedstawia wykr. 2. W 11 województwach przyrost powierzchni prywatnych gruntów leśnych był większy niż przyrost powierzchni lasów na gruntach państwowych; jedynie w województwach: dolnośląskim, lubuskim, zachodniopomorskim, śląskim i opolskim tendencja była odwrotna. Największy wzrost powierzchni leśnej nastąpił w województwach mazowieckim (o 39,3 tys. ha), warmińsko-mazurskim (o 32,4 tys. ha) i dolnośląskim (o 27,3 tys. ha). Najmniejsza zmiana powierzchni leśnej miała miejsce w województwach opolskim, śląskim i kujawsko-pomorskim.

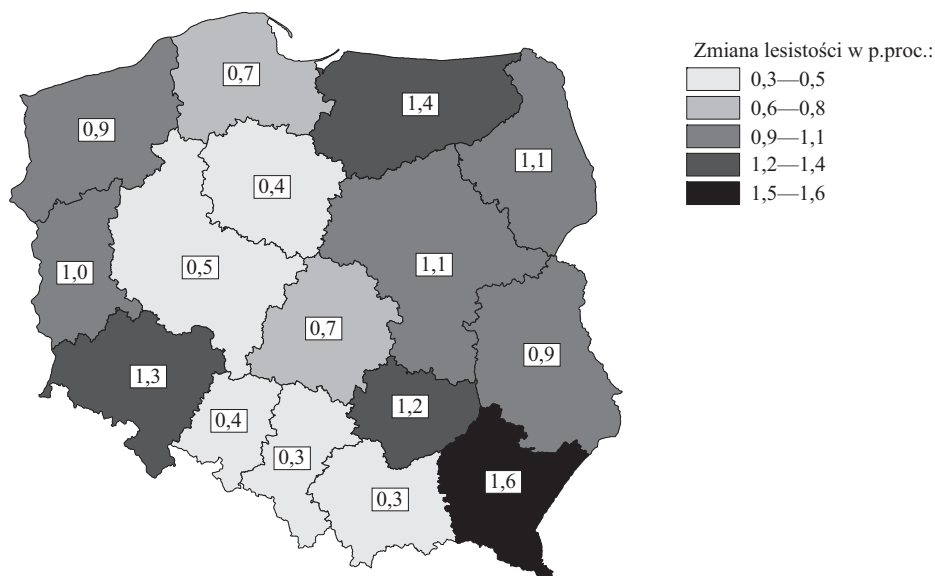
Wykr. 2. ZMIANY POWIERZCHNI LEŚNEJ W WOJEWÓDZTWACH WEDŁUG FORM WŁASNOŚCI W LATACH 2002—2014



Źródło: jak przy wykr. 1.

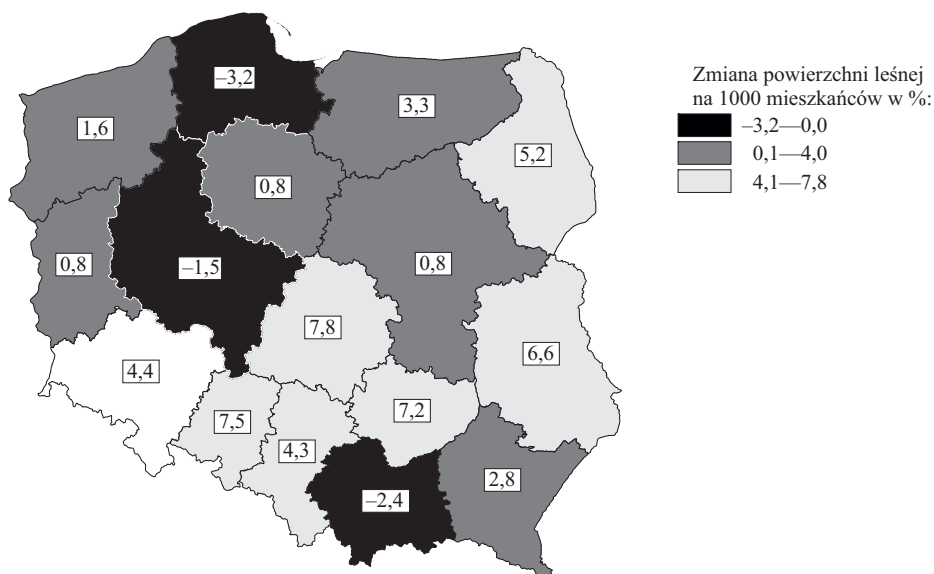
Przeanalizowano również zmiany lesistości w poszczególnych województwach (wykr. 3). Największy jej wzrost w badanym okresie (1,3—1,6 p.proc.) nastąpił w województwach podkarpackim, warmińsko-mazurskim i dolnośląskim. Najmniejsza zmiana zaszła w województwach: małopolskim, śląskim, opolskim, kujawsko-pomorskim i wielkopolskim.

Wykr. 3. ZMIANY LESISTOŚCI W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2014



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. ZMIANY POWIERZCHNI LEŚNEJ NA 1000 MIESZKAŃCÓW W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2014



Źródło: jak przy wykr. 1.

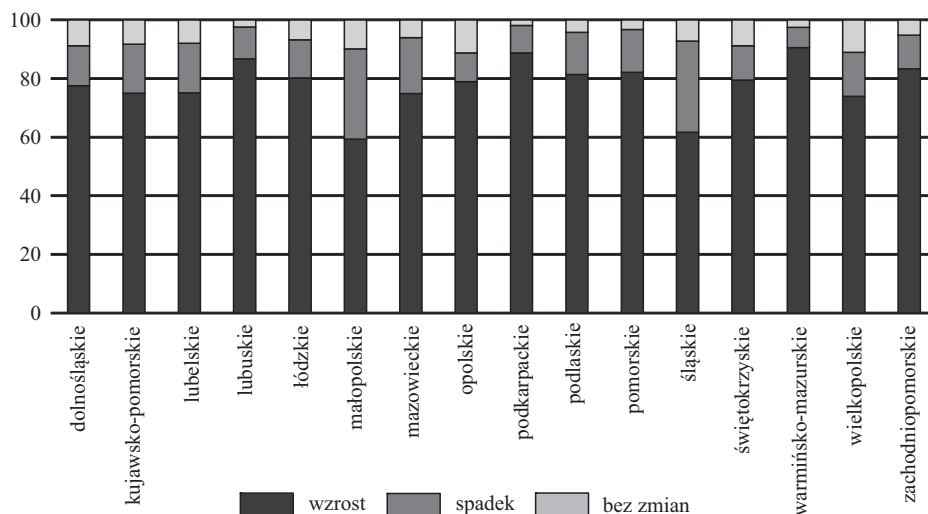
Zmiany powierzchni leśnej na 1000 mieszkańców w poszczególnych województwach w latach 2002—2014 obrazuje wyk. 4. W 13 województwach zanotowano wzrost tego wskaźnika, a w trzech (pomorskim, małopolskim i wielkopolskim) jego spadek, co wynikało z większego przyrostu liczby ludności niż powierzchni leśnej. Dla przykładu, w województwie pomorskim powierzchnia leśna w 2014 r. zwiększyła się w stosunku do 2002 r. o 2%, przy jednoczesnym wzroście liczby ludności o 5,4%.

Województwa, w których wskaźnik powierzchni lasów na 1000 mieszkańców był większy w 2014 r. w porównaniu z 2002 r. charakteryzowały się wzrostem powierzchni leśnej oraz ubytkiem liczby ludności bądź jej niskim przyrostem. W województwach o największym wzroście wskaźnika (łódzkie, świętokrzyskie, opolskie i lubelskie) ubytek liczby ludności wyniósł ponad 2%.

Rozpatrując wpływ liczby ludności na zmianę analizowanego wskaźnika należy zwrócić uwagę, że w województwach świętokrzyskim, lubelskim i łódzkim znaczny wpływ na spadek liczby ludności w latach 2002—2014 miało ujemne saldo migracji¹². Na podstawie wyk. 4 można ponadto stwierdzić, że województwa lepiej rozwinięte w większości przypadków charakteryzowały się niską bądź też ujemną wartością zmian omawianego wskaźnika (pomorskie, wielkopolskie, małopolskie, mazowieckie, kujawsko-pomorskie).

Wykr. 5. ZMIANY LESISTOŚCI W GMINACH POSZCZEGÓLNYCH WOJEWÓDZTW W LATACH 2002—2014

odsetek gmin w danej klasie
zmian lesistości



U w a g a. Dane uwzględniają lasy wszystkich form własności.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

¹² <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane/tablica>.

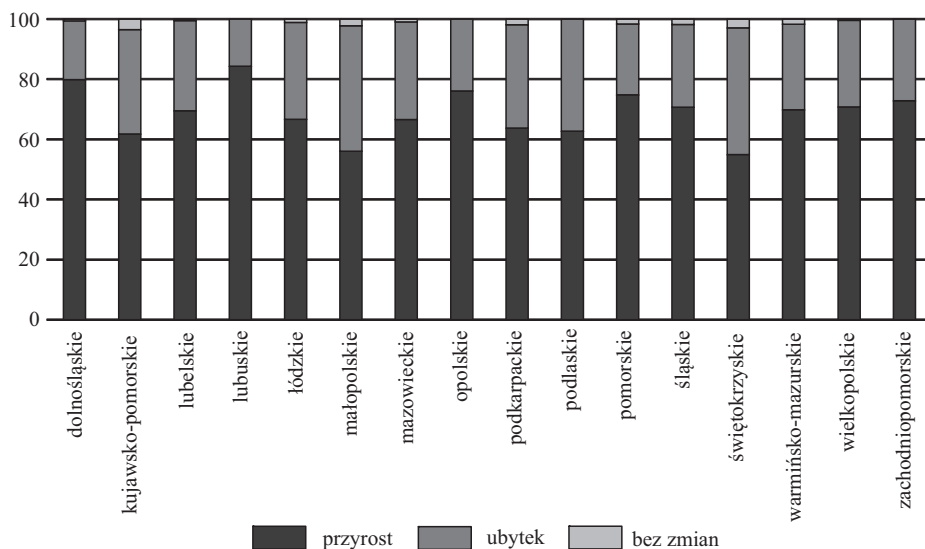
Oprócz zmian lesistości oraz powierzchni leśnej na 1000 mieszkańców w poszczególnych województwach przeanalizowano również, jak w każdym województwie zmieniała się lesistość w gminach położonych w jego granicach.

Analizując lesistość gmin, z uwzględnieniem lasów wszystkich form własności (wykr. 5), zaobserwowano, że we wszystkich województwach ponad 50% gmin charakteryzowało się wzrostem tego wskaźnika. W województwie warmińsko-mazurskim odsetek gmin, w których wzrosła lesistość był największy (90,5%), a w województwie małopolskim — najmniejszy (59%). W województwach małopolskim i śląskim odnotowano największy odsetek gmin, w których nastąpił spadek lesistości (odpowiednio 30,8% i 31,3%).

Interesująco przedstawia się zestawienie procentowe gmin w poszczególnych województwach w przypadku zmian powierzchni leśnej analizowanej odrębnie dla lasów państwowych (wykr. 6) i prywatnych (wykr. 7). Wynika z niego, że we wszystkich województwach, z wyjątkiem małopolskiego, odsetek gmin, w których wzrosła powierzchnia lasów prywatnych był większy niż w przypadku lasów państwowych. Jednoczesny wzrost powierzchni lasów państwowych i prywatnych nastąpił w 1370 gminach, zaś ubytek powierzchni lasów państwowych i prywatnych — w 130 gminach.

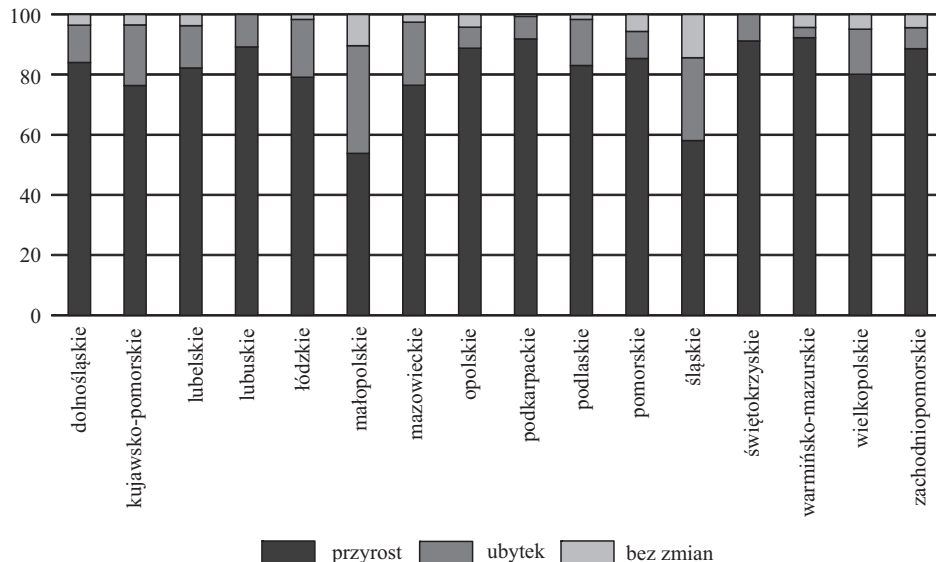
Wykr. 6. ZMIANY POWIERZCHNI LASÓW PAŃSTWOWYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2014

odsetek gmin w danej klasie zmian powierzchni



Wykr. 7. ZMIANY POWIERZCHNI LEŚNEJ LASÓW PRYWATNYCH W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2014

odsetek gmin w danej klasie
zmian powierzchni



Źródło: jak przy wykr. 1.

Poziom gmin

Na poziomie gmin zbadano zmiany lesistości w różnych typach tych jednostek (wykr. 8). W przypadku gmin miejskich w 54% stwierdzono wzrost lesistości, a w 15% — spadek. Najwyższy wzrost lesistości (o 21,4 p.proc.) odnotowano w gminie Przemyśl (woj. podkarpackie), natomiast największy spadek (o 24,3 p.proc.) — w gminie Bolesławiec (woj. dolnośląskie). W 6% gmin miejskich (35 gmin) wskaźnik lesistości pozostał na dotychczasowym poziomie.

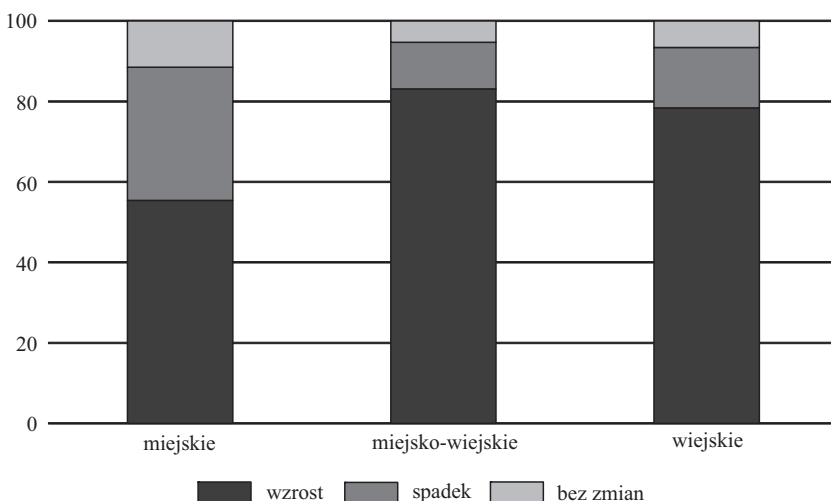
Podobne zmiany procentowe w strukturze lesistości zaobserwowano w gminach miejsko-wiejskich oraz wiejskich. W 83% gmin miejsko-wiejskich i 78,4% gmin wiejskich nastąpił wzrost lesistości. Zmiana tego wskaźnika w gminach miejsko-wiejskich zawierała się w przedziale od -3,1 p.proc. (gmina Dukła, woj. podkarpackie) do 8,6 p.proc. (gmina Sulęcín, woj. lubuskie). Spadkiem lesistości powyżej 10 p.proc. charakteryzowały się trzy gminy wiejskie: Koszarawa (woj. śląskie) — 38,2 p.proc., Kluki (woj. łódzkie) — 11 p.proc. oraz Mirów (woj. mazowieckie) — 10,5 p.proc. W czterech gminach wiejskich, tj. Skarżysko Kościelne (woj. świętokrzyskie), Zambrów (woj. podlaskie), Osiecznica (woj. dolnośląskie) i Jaśliska (woj. podkarpackie), wzrost lesistości w badanym okresie przekroczył 10 p.proc.

Powyższe zestawienia należy uzupełnić o informacje na temat zmian terytorialnych, jakie zaszły w analizowanym przedziale czasowym, takich jak:

- zmiana charakteru gminy (wiejski na miejsko-wiejski, miejski na miejsko-wiejski), powiązana ze zmianą identyfikatora terytorialnego;
- zmiana nazwy (dziewięć przypadków);
- utworzenie nowej jednostki (gmina Jaśliska w 2010 r.);
- zmiana powierzchni.

Wykr. 8. ZMIANY LESISTOŚCI W GMINACH RÓŻNYCH TYPÓW W LATACH 2002—2014

odsetek gmin w danej klasie
zmian lesistości



U w a g a. Dane uwzględniają lasy wszystkich form własności.

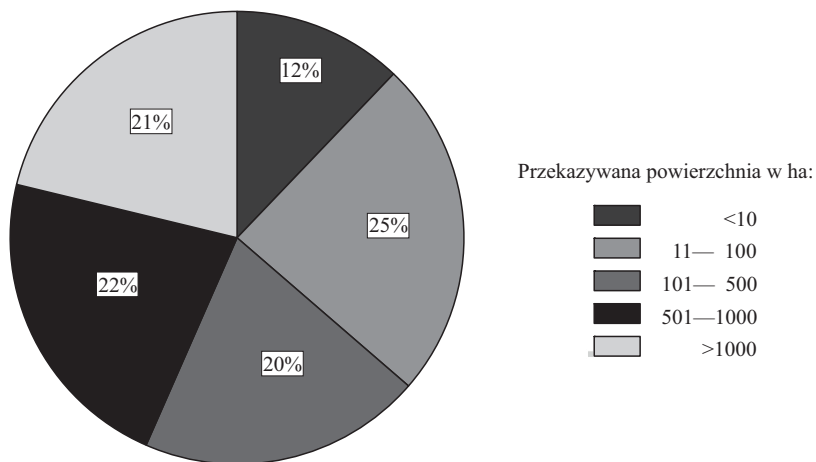
Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Zmiany w obrębie identyfikatorów i nazw mogą utrudniać integrację danych (np. pozyskiwanych z różnych źródeł), a następnie ich analizę, lecz nie mają wpływu na kształtowanie się wskaźnika lesistości. Inaczej jest w przypadku zmian powierzchni gmin.

Spośród wszystkich zmian terytorialnych w latach 2002—2014, wiążących się z przekazywaniem określonej powierzchni innej gminie, analizie poddano 136 przypadków, w których powierzchnia przekazywanych terenów była większa lub równa 1 ha (wykr. 9). Nie uwzględniono, ze względu na nieprzydatność do oceny wpływu na lesistość, 37 przypadków, dla których nie było informacji o udziale lasów w przenoszonej powierzchni¹³.

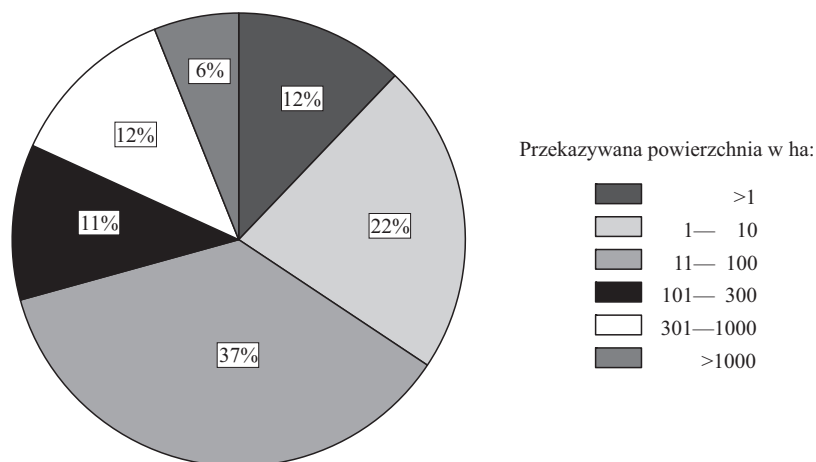
¹³ Analiza zestawień dotyczących przekazywanych obszarów wykazała, że występują dwie przyczyny braku takich informacji: lasy nie uczestniczyły w wymianie powierzchni (34 przypadki) oraz gmina nie podała informacji z powodu ich niedostępności (dane pozostają w gestii starostów) bądź nieścistości co do numeracji i powierzchni działek ewidencyjnych (3 przypadki).

**Wykr. 9. GMINY UCZESTNICZĄCE W PRZEKAZYWANIU TERENÓW
W WYNIKU ZMIAN ADMINISTRACYJNYCH W LATACH 2002—2014**



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

**Wykr. 10. GMINY UCZESTNICZĄCE W PRZEKAZYWANIU GRUNTÓW
LEŚNYCH W WYNIKU ZMIAN ADMINISTRACYJNYCH
W LATACH 2002—2014**



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Jak wynika z wykr. 9, odsetek gmin, które przekazywały tereny w wyniku zmian administracyjnych był podobny w niemal wszystkich przedziałach przekazywanej powierzchni (20—25%); najniższy odsetek stanowiły gminy, które przekazały mniej niż 10 ha (12%). Średnia powierzchnia obszaru przekazywanego w wyniku zmian administracyjnych wynosiła ok. 751 ha.

Analiza udziału gruntów leśnych w omawianych zmianach (wykr. 10) pozwala stwierdzić, że najczęściej powierzchnia przekazywanych lasów mieściła się w przedziale 11—100 ha (37%) i 1—10 ha (22%). Średnia przekazywana powierzchnia lasów wynosiła 272 ha. W tabelicy zaprezentowano 10 gmin, w których udział gruntów leśnych w przekazywanych obszarach w odniesieniu do całkowitej powierzchni gminy był najbardziej znaczący (4—67%). Największy odsetek przekazywanych gruntów leśnych odnotowano w utworzonej w 2010 r. gminie Jaśliska (67%), co wynikało z dużej lesistości gminy Dukła (55% w 2008 r.), z której terenów została ona utworzona.

**GMINY O NAJWIĘKSZYM ODSETKU GRUNTÓW LEŚNYCH PRZEKAZYWANYCH
W WYNIKU ZMIAN ADMINISTRACYJNYCH W LATACH 2002—2014**

Gminy	Powierzchnia ogółem w ha	Zmiany powierzchni gruntów leśnych wynikające ze zmian terytorialnych w ha	Odsetek przekazywanych gruntów leśnych w powierzchni ogółem
Jaśliska	9863	+6574	67
Dukła	23514	-6574	28
Kłaj	6530	-1313	20
Bochnia	13149	+1313	10
Mirów	5317	-1102	21
Skarżysko Kościelne	5303	+1102	21
Mława	3550	+616	17
Howo-Osada	10306	-616	6
Wejherowo	2699	+142	5
Reda	3346	-142	4

U w a g a. Powierzchnia ogółem dotyczy roku, w którym w danej gminie nastąpiła zmiana administracyjna.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Na podstawie danych zamieszczonych w tabelicy oraz przeprowadzonej wcześniej analizy zmian lesistości można zauważyć, że zmiany administracyjne miały wpływ na powierzchnię lasów na 1000 mieszkańców w ujęciu gminnym.

Zróżnicowanie tego wskaźnika w poszczególnych gminach kształtowało się następująco: wskaźnik wyższy od średniego dla Polski w 2014 r. odnotowano w 58% gmin, z czego 1,2% stanowiły gminy miejskie, 73,5% — gminy wiejskie i 25,3% — gminy miejsko-wiejskie. Najwyższym wskaźnikiem charakteryzowały się dwie gminy wiejskie województwa podkarpackiego — Lutowiska (18616,3 ha/1000 mieszkańców) i Cisna (14557,2 ha/1000 mieszkańców), co wynikało głównie z wysokiej lesistości w tych gminach (ponad 80%) i jednocześnie niewielkiej liczby ludności. Najwyższą wartość omawianego wskaźnika wśród gmin miejsko-wiejskich odnotowano w Nowym Warpnie (4530 ha/1000 mieszkańców), a wśród gmin miejskich — w Krynicy Morskiej i Szklarskiej Porębie (odpowiednio 1264 i 881,5 ha/1000 mieszkańców). Tylko 18 gmin miejskich charakteryzowało się wskaźnikiem wyższym niż średni dla Polski

(240 ha/1000 mieszkańców). W większości były to gminy nastawione na dochody z turystyki, np.: Szklarska Poręba, Piechowice, Szczyrk, Karpacz, Wisła, Duszniki-Zdrój, Lutowiska (tereny górskie) oraz Hel i Krynica Morska (tereny nadmorskie).

Gminy o wskaźniku niższym niż średni dla Polski stanowiły w 2014 r. 42% wszystkich gmin, przy czym gmin o charakterze miejskim w tej klasie było 27,5% (94% wszystkich gmin miejskich), o charakterze wiejskim — 48,8% (32,5% wszystkich gmin wiejskich) i o charakterze miejsko-wiejskim — 23,7% (47,3% wszystkich gmin miejsko-wiejskich). W 50 gminach wskaźnik ten był mniejszy niż 1 ha/1000 mieszkańców. Brakiem terenów leśnych na obszarze gminy w 2014 r. charakteryzowały się gminy miejskie: Kowal, Łęczycza, Oświęcim, Puck, Sandomierz, Kościan, Jawor, Chełmża, Raciąż, Piastów i Świętochłowice.

Ogólnie w większości gmin wartość wskaźnika powierzchni leśnej na 1000 mieszkańców zwiększyła się w analizowanym okresie. W największej liczbie gmin wzrost ten wynosił 1—10%.

Poziom aglomeracji

Zmiany lesistości w aglomeracjach miejskich przedstawia wykr. 11. W aglomeracjach o największej liczbie ludności: katowickiej, warszawskiej, krakowskiej i łódzkiej odsetek gmin, w których nastąpił wzrost lesistości wyniósł odpowiednio: 53%, 60,4%, 43,6% oraz 65%. Powierzchnia lasów wszystkich form własności zwiększyła się w aglomeracji katowickiej o 1486 ha, warszawskiej — o 2573 ha, łódzkiej — o 714 ha, a w aglomeracji krakowskiej zmniejszyła się o ponad 1000 ha, co wynikało z ubytku powierzchni lasów państwowych o 1141 ha, przy wzroście powierzchni lasów prywatnych jedynie o 129 ha. Nieznaczny ubytek powierzchni lasów (niecałe 2 ha) zaobserwowano również w aglomeracji tarnowskiej.

Największy przyrost powierzchni lasów (o 4106 ha) nastąpił w aglomeracji radomskiej (jednej z mniejszych). Łącznie powierzchnia leśna w aglomeracjach miejskich wzrosła o 17592 ha, w tym na gruntach państwowych — o 6740 ha, a na gruntach prywatnych — o 10852 ha.

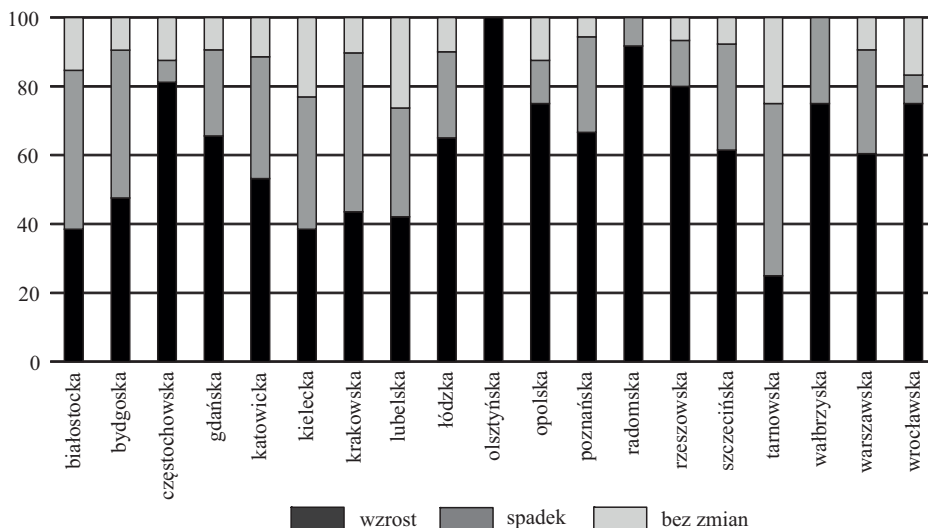
Wydaje się, że pomimo dużej presji inwestycyjnej w obrębie aglomeracji i zjawiska *urban sprawl* (eksuburbanizacja, rozlewanie się miast), pod nowo urbanizowane tereny przeznaczane są w pierwszej kolejności grunty inne niż tereny leśne. Jak można przypuszczać, wynika to z realizacji przepisów ustawy o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym¹⁴ oraz ustawy o ochronie gruntów rolnych i leśnych¹⁵ stanowiących, że poza wskazanymi enumeratywnie wyjątkami zmiana przeznaczenia gruntów leśnych na nieleśne następuje na podstawie miejscowych planów zagospodarowania przestrzennego. Plany te są dokumentami fakultatywnymi i według różnych szacunków dotyczą ok. 20% powierzchni kraju.

¹⁴ Ustawa z dnia 27 marca 2003 r. o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym (tekst jednolity Dz. U. z 2016 r. poz. 778).

¹⁵ Ustawa z dnia 3 lutego 1995 r. o ochronie gruntów rolnych i leśnych (tekst jednolity Dz. U. z 2015 r. poz. 909).

Wykr. 11. ZMIANY LESISTOŚCI W GMINACH POSZCZEGÓLNYCH AGLOMERACJI W LATACH 2002—2014

odsetek gmin w danej klasie zmian lesistości



U w a g a. Dane uwzględniają lasy wszystkich form własności.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

- Powierzchnia lasów w Polsce w latach 2002—2014 zwiększyła się o 290 tys. ha. Na zmianę powierzchni leśnej wpłynęły zarówno uwarunkowania zewnętrzne (wejście Polski do UE, dopłaty dla rolników), jak i wewnętrzne (realizacja PROW). Dokumenty strategiczne państwa zakładają zwiększanie powierzchni leśnej.
- We wszystkich województwach nastąpił wzrost lesistości, największy — w województwie podkarpackim (o 1,6 p.proc.). W leżącej w jego granicach gminie Przemyśl odnotowano największy wśród wszystkich gmin wzrost lesistości (o 21,4 p.proc.).
- Powierzchnia lasów prywatnych zwiększała się szybciej niż powierzchnia lasów państwowych, co spowodowało wzrost udziału lasów prywatnych w ogólnej powierzchni leśnej.
- Aktualizacja EGİB pozwala na weryfikację wielkości powierzchni leśnej w kraju, co znajduje odzwierciedlenie w sprawozdaniach składanych do GUS oraz na potrzeby raportowania powierzchni instytucjom międzynarodowym (FAO, OECD itp.).
- Na zmianę powierzchni leśnej w ujęciu terytorialnym wpływają zmiany granic administracyjnych (dotyczy to tylko jednostek biorących udział w zmianie administracyjnej). W wielu przypadkach nie mają one znaczenia (brak udziału

gruntów leśnych w przekazywanych obszarach bądź ich znikomy udział), ale w kilku gminach o największych zmianach wskaźnika lesistości, które w analizowanym okresie brały udział w zmianach terytorialnych, wywarły realny wpływ na jego wysokość.

- Dane o powierzchni leśnej spoza rejestrów administracyjnych (szacowane m. in. metodami teledetekcyjnymi) mogą posłużyć m.in. do wskazania gruntów wymagających aktualizacji EGiB, co pozwoli wykazać te tereny w raportach przekazywanych do GUS.
- Wzrost lesistości jest m.in. wynikiem zmniejszenia intensywności użytkowania gruntów ornych, łąk i pastwisk oraz nieużytków (co powoduje rozwój naturalnych procesów sukcesji).
- Zwiększenie się powierzchni leśnej skutkuje zmianami w krajobrazie i funkcjonowaniu ekosystemów oraz w pewnym sensie wymusza określenie przez decydentów funkcji danego kompleksu leśnego i wymaganych działań gospodarczych.
- Wzrost lesistości wpływa pozytywnie na otoczenie człowieka. Oprócz spełniania funkcji produkcyjnej lasy oddziałują na środowisko przyrodnicze, regulując stosunki wodne i zmniejszając erozję gleb. Ponadto korzystnie wpływają na klimat poprzez niwelowanie wahań temperatury czy ochronę przed wiatrem.
- Dążenie do wzrostu lesistości oznacza m.in. korzyści finansowe dla rolników, którzy zdecydowali się na zalesianie nieużytkowanych gruntów rolnych w ramach PROW.
- W przekroju aglomeracyjnym obserwowano wzrost powierzchni leśnej, z wyjątkiem aglomeracji krakowskiej i tarnowskiej. Pomimo dużej presji inwestycyjnej w obrębie aglomeracji, pod nowo urbanizowane tereny przeznaczane są w pierwszej kolejności grunty inne niż tereny leśne.
- Wskaźnik określający powierzchnię leśną na 1000 mieszkańców — jak się wydaje — mógłby służyć w skali kraju, w połączeniu z informacją o liczbie osób korzystających z danego kompleksu leśnego, do wskazania terenów, na których presja na ekosystemy leśne jest największa.
- W analizowanym okresie w województwach, w których nastąpił tylko nieznaczny przyrost liczby ludności lub jej ubytek z powodu migracji powierzchnia leśna na 1000 mieszkańców zwiększyła się. W trzech województwach — pomorskim, wielkopolskim oraz małopolskim wskaźnik ten zmalał.

mgr inż. Katarzyna Ciesielska — GUS

mgr inż. Mariusz Ciesielski — *Instytut Badawczy Leśnictwa*

LITERATURA

GUS (2015). *Leśnictwo 2015*. Warszawa.

Jabłoński, M. (2015a). Powierzchnia gruntów leśnych — przyczyny zmian i spójność źródeł danych. *Wiadomości Statystyczne*, nr 11, s. 54—68.

- Jabłoński, M. (2015b). Definicja lasu w ujęciu krajowym i międzynarodowym oraz jej znaczenie dla wielkości i zmian powierzchni lasów w Polsce. *Sylwan*, vol. 159 (6), s. 469—482.
- Kaliszewski, A. (2012). Problemy realizacji „Krajowego programu zwiększania lesistości” po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. *Leśne Prace Badawcze*, vol. 73, s. 189—200.
- Ludwiczak, I., Maciaszczyk, K., Rzeźnik, W., Witczak, A. (2012). Przegląd funkcji lasu w praktyce. Studencki obóz naukowy w Puszczy Augustowskiej. *Studia i Materiały Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej w Rogowie*, r. 14, z. 32 (3), s. 297—301.
- Mandziuk, A., Janeczko, K. (2009). Turystyczne i rekreacyjne funkcje lasu w aspekcie marketingowym. *Studia i Materiały Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej w Rogowie*, r. 11, z. 4 (23), s. 65—71.
- Rykowski, K. (2009). Pojęcie i zadania wielofunkcyjnej gospodarki leśnej. W: *Materiały z I sesji Zimowej Szkoły Leśnej przy IBL pt. „Leśnictwo wielofunkcyjne — stan obecny i przyszłość”*. Sękocin Stary 17—19.03.2009 r., s. 26—30. Sękocin Stary: IBL.
- Swianiewicz, P., Klimska, U. (2005). Społeczne i polityczne zróżnicowanie aglomeracji w Polsce — waniliowe centrum, mozaika przedmieść. *Prace i Studia Geograficzne*, t. 35, s. 45—70.

Summary. *The aim of the article is to present changes in forest cover within 2002—2014 in different territorial profiles. The analysis was conducted on the basis of CSO data concerning forest land, population and changes in administrative division, which were compared in relation to gminas, voivodships and urban agglomerations. The results indicate an increase in forest land area by 290000 ha in the period analysed, which implies an increase in the forest cover indicator by 0.9% across the country. The forest area per 1000 inhabitants also increased (on average by 5.7 ha in Poland). The differences in both indicators were the most visible at a lower territorial level.*

Keywords: forest cover, forestry, forest area, territorial division, TERYT, urban agglomeration.

Agata SZYMAŃSKA

Dochody podatkowe w krajach Unii Europejskiej

Streszczenie. *Celem opracowania jest zanalizowanie dochodów podatkowych oraz zbadanie podobieństwa krajów Unii Europejskiej (UE) pod względem wpływów z tytułu wybranych podatków — głównie VAT, CIT, PIT oraz podatku akcyzowego. Ocenie poddano kraje UE w okresie między 2003 r. (tj. rokiem poprzedzającym największe rozszerzenie UE) a 2012 r. (z uwagi na kompletność danych). Porównano stawki podatków i strukturę dochodów podatkowych w krajach UE, a następnie dokonano oceny ich podobieństwa przy wykorzystaniu narzędzi analizy skupień. Z przeprowadzonej analizy wynika, że proces harmonizacji, który następował w badanym okresie, nie wywarł znaczącego wpływu na upodobnienie się struktury dochodów podatkowych krajów UE. O strukturze tej wydają się nadal decydować np. względy społeczne, ekonomiczne czy historyczne mające wpływ na tworzenie systemów podatkowych w poszczególnych krajach UE.*

Słowa kluczowe: analiza skupień, dochody podatkowe, harmonizacja podatków, metoda hierarchiczna.

JEL: C10, H20, H24, H25

Integracja europejska, zmierzająca do tworzenia podstaw prawidłowego funkcjonowania jednolitego rynku, wymusiła na krajach Wspólnoty działania na rzecz współpracy w zakresie polityki podatkowej. Jednym z ich przejawów jest harmonizacja podatków, która w pierwszym etapie obejmowała podatki pośrednie, jako te najściślej związane z ideą wspólnego rynku. W artykule przeanalizowano wpływy z tytułu wybranych podatków pomiędzy latami 2003 i 2012. Wybór tego okresu badawczego jest podyktowany chęcią dokonania oceny zmian, jakie zaszły w podobieństwie struktury dochodów podatkowych w krajach UE pomiędzy rokiem poprzedzającym rozszerzenie Unii w 2004 r. (obejmowało 10 krajów, w tym Polskę) a rokiem 2012, za który dysponujemy po-

równywalnymi danymi¹. Na podstawie wyników badań można stwierdzić, że proste analizy struktury dochodów podatkowych nie stanowią dobrego narzędzia oceny zmian, jakie zaszły w krajach UE, pozwalają jedynie na wyciągnięcie ogólnych wniosków. Ponadto na podstawie takich analiz wykazanie szczegółowych podobieństw pomiędzy krajami nie jest możliwe. W związku z powyższym, w celu wykazania podobieństw, posłużono się techniką analizy skupień, grupującą najbardziej podobne obiekty w klastry.

ISTOTA HARMONIZACJI PODATKÓW

Polityka podatkowa krajów UE uwzględnia harmonizację podatków. Pojęcie harmonizacji można rozumieć jako dostosowywanie systemów podatkowych do osiągnięcia wspólnego celu fiskalnego (Kopits, 1992) lub jako proces zbliżania systemów podatkowych dokonywany poprzez niwelowanie różnic między nimi w takim stopniu, aby nie odgrywały one istotnej roli w przepływie towarów, usług czy czynników produkcji pomiędzy krajami (Oręziak, 2009, s. 257; Hitiris, 2003, s. 106). Harmonizacja jest również wyrazem poziomu współpracy międzyrządowej, zainicjowanej czynnikami związanymi np. z geograficzną bliskością, której rezultatem jest wypracowanie porozumień o charakterze ekonomicznym (Faria, 1995, s. 229).

W UE harmonizacja podatków jest zaawansowana i dotyczy wielu krajów znajdujących się na różnym poziomie rozwoju gospodarczego, co generuje liczne problemy w zakresie jej przeprowadzenia. Działania podejmowane na rzecz zbliżania systemów podatkowych stanowią ważny element polityki podatkowej, zwłaszcza z uwagi na koncepcję wspólnego rynku. W UE wyróżniają się dwa kierunki harmonizacji. Pierwszy z nich dotyczy podatków pośrednich (głównie VAT i akcyzy), natomiast drugi skupia się na regulacji podatków bezpośrednich (przede wszystkim CIT).

Głównym celem, jaki przyświecał harmonizacji podatków pośrednich było zapewnienie neutralności podatków w handlu między krajami członkowskimi oraz zniesienie granic podatkowych (Oręziak, 2007, s. 260). Jako pierwsze poddano temu procesowi podatki pośrednie². W przypadku VAT obecnie najważniejszym aktem w zakresie harmonizacji jest wydana w 2006 r. dyrektywa

¹ Dane pochodzą z ostatniego raportu *Taxation Trends in the European Union*, Eurostat (2015).

² Podstawy prawne harmonizacji podatków pośrednich w UE zawarte w art. 90–93 traktatu ustanawiającego Wspólnotę Europejską (TWE), a następnie w art. 110–113 traktatu o funkcjonowaniu UE (TFUE). Art. 110 wprowadza zakaz dyskryminacji podatkowej, natomiast art. 113 zaleca harmonizację podatkową (w odniesieniu do podatków obrotowych, akcyzy i innych podatków pośrednich), która jest niezbędna do prawidłowego funkcjonowania wspólnego rynku. Realizacja zapisów TWE nastąpiła po przyjęciu pierwszej dyrektywy Rady z dnia 11 kwietnia 1967 r. w sprawie harmonizacji ustawodawstw państw członkowskich dotyczących podatków obrotowych (67/227/EWG), wprowadzającej wspólny system podatku od wartości dodanej, którego struktura została uregulowana w drugiej dyrektywie Rady 67/228/EWG z dnia 11 kwietnia 1967 r.

2006/112/WE (zwana dyrektywą VAT), która weszła w życie 1.01.2007 r. Wprowadziła ona obowiązek stosowania stawki standardowej VAT nie niższej niż 15% od stycznia 2006 r. do końca grudnia 2010 r., jednak minimalną wysokość tej stawki przedłużono na kolejne lata. Dyrektywa, obok stawki standardowej, określa wysokość stawki obniżonej, przy czym kraj członkowski może zastosować maksymalnie dwie stawki obniżone nie niższe niż 5%, a jej zastosowanie jest możliwe tylko do wybranej grupy dostaw towarów i usług. Harmonizacji podlega również podatek akcyzowy, uznawany za podatek specyficzny, głównie z uwagi na jego zastosowanie do odpowiednio wyselekcjonowanej grupy wyrobów o dużym udziale w wydatkach konsumpcyjnych i niskiej elastyczności cenowej popytu (Oręziak, 2009, s. 275 i 276).

Harmonizacja podatków bezpośrednich nie była przewidziana wprost w TWE, jednak artykuły 94 i 308 TWE (odpowiednio artykuły 115 i 352 TFUE) stanowiły podstawę do ich harmonizacji. Szczególnej uwadze poddano te rodzaje podatków bezpośrednich, które związane są z dokonywaniem transakcji w ramach rynku wewnętrznego UE. Działania ukierunkowano m.in. na zniesienie dyskryminacji oraz podwójnego opodatkowania, a także na zmniejszanie kosztów generowanych przez podleganie podmiotu obciążonego podatkiem pod kilka systemów podatkowych, w sytuacji gdy prowadzi on działalność co najmniej w dwóch krajach UE. Najdalej idące rozwiązania podjęto w kwestii podatków dochodowych obciążających działalność przedsiębiorstw transnarodowych oraz podatków od zysków kapitałowych (Owsiak, 2008, s. 147–149). Ważne miejsce w tych regulacjach zajmuje kwestia wprowadzenia wspólnej skonsolidowanej podstawy opodatkowania (*Common Consolidated Corporate Tax Base*) (Pirvu, 2012). Celem jej jest usprawnienie funkcjonowania spółek transgranicznych na rynku wewnętrznym, w tym umożliwienie im konsolidacji strat i zysków osiąganych w różnych krajach UE czy ujednoczenia zasad księgowych, na podstawie których następuje wyliczanie zysku dla potrzeb podatkowych. Wspomniana koncepcja nie wprowadza ujednoczenia stawek CIT, lecz ujednocza podstawę opodatkowania.

Kwestia podatków od dochodów osobistych oraz składek na ubezpieczenia społeczne ma mniejsze znaczenie, głównie z punktu widzenia ich ograniczonego wpływu na obrót towarami w ramach rynku wewnętrznego. W ich przypadku kwestie podatkowe leżą w gestii krajów je wprowadzających. Znaczące różnice w opodatkowaniu dochodów osobistych mogą jednak determinować decyzje o oszczędnościach, inwestycjach, migracjach, a pośrednio także decyzje dotyczące lokalizacji siedziby głównej przedsiębiorstw, co mogłoby wskazywać, że stawki opodatkowania dochodów powinny podlegać konwergencji³ (Hitiris, 2003, s. 124).

³ Konwergencja podatkowa to proces zmniejszania różnic zarówno w stawkach podatkowych, jak i w podstawie opodatkowania (Bénassy-Quéré, Trannoy i Wolff, 2014).

*DOCHODY Z TYTUŁU WYBRANYCH PODATKÓW
W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ*

Tabl. 1 przedstawia obciążenia fiskalne uwzględniające składki na ubezpieczenia społeczne w UE w % PKB w latach 2003—2012. Wysokość tych obciążeń jest dość zróżnicowana — najwyższe notowano w: Danii, Belgii, Francji i Szwecji, natomiast najniższe na Litwie, w Bułgarii i na Łotwie. Pomiędzy latami 2003 i 2012 znaczny wzrost obciążeń fiskalnych dotyczył m.in. Malty, Włoch i Cypru, zaś spadek — Słowacji, Szwecji i Bułgarii. Do 2008 r. obserwowano wzrost przeciętnych obciążeń w krajach UE, który został ograniczony poprzez spowolnienie gospodarcze i jego wpływ na zmiany w zakresie polityki podatkowej. W konsekwencji w 2012 r. w porównaniu do roku 2003 obciążenia te w relacji do PKB spadły w przypadku 10 krajów. Kraje „starej” UE (UE-15) wykazały relatywnie wyższe obciążenia fiskalne w porównaniu do pozostałych krajów Wspólnoty.

TABL. 1. OBCIĄŻENIA FISKALNE^a W % PKB

Wyszczególnienie	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Austria	43,4	43,0	42,1	41,5	41,7	42,7	42,4	42,1	42,2	43,1
Belgia	44,7	44,8	44,8	44,4	43,9	44,2	43,4	43,8	44,2	45,4
Bułgaria	31,0	32,5	31,3	30,7	33,3	32,3	29,0	27,5	27,3	27,9
Chorwacja	37,5	36,7	36,6	37,1	37,4	37,1	36,5	36,4	35,3	35,7
Cypr	32,2	33,0	35,0	35,8	40,1	38,6	35,3	35,6	35,3	35,3
Czechy	35,4	35,9	35,7	35,3	35,9	34,4	33,4	33,6	34,6	35,0
Dania	48,0	49,0	50,8	49,6	48,9	47,8	47,8	47,5	47,7	48,1
Estonia	30,8	30,6	30,6	30,7	31,4	31,9	35,3	34,0	32,3	32,5
Finlandia	44,1	43,5	43,9	43,8	43,0	42,9	42,8	42,5	43,7	44,1
Francja	43,1	43,3	43,8	44,1	43,4	43,2	42,1	42,5	43,7	45,0
Grecja	32,1	31,3	32,2	31,7	32,5	32,1	30,5	31,7	32,4	33,7
Hiszpania	33,9	34,8	35,9	36,8	37,1	32,9	30,7	32,2	31,8	32,5
Holandia	37,4	37,5	37,6	39,0	38,7	39,2	38,2	38,9	38,6	39,0
Irlandia	28,8	30,1	30,6	32,1	31,5	29,5	28,1	28,0	28,2	28,7
Litwa	28,8	28,9	29,1	30,0	30,2	30,7	30,4	28,5	27,4	27,2
Luksemburg	38,1	37,3	37,6	35,9	35,6	37,5	39,8	38,1	38,2	39,3
Łotwa	28,6	28,6	29,2	30,6	30,6	29,2	26,6	27,2	27,6	27,9
Malta	30,4	31,3	32,9	33,0	33,9	33,0	33,4	32,2	33,0	33,6
Niemcy	39,1	38,3	38,3	38,6	38,7	38,9	39,4	38,0	38,5	39,1
P o l s k a	32,2	31,5	32,8	33,8	34,8	34,3	31,8	31,8	32,3	32,5
Portugalia	31,6	30,5	31,4	32,1	32,8	32,8	31,0	31,5	33,2	32,4
Rumunia	27,7	27,2	27,8	28,5	29,0	28,0	26,9	26,8	28,4	28,3
Słowacja	32,9	31,5	31,3	29,3	29,3	29,1	28,7	28,1	28,6	28,3
Słowenia	38,0	38,1	38,6	38,3	37,7	37,3	37,2	37,7	37,2	37,6
Szwecja	47,8	48,0	48,9	48,3	47,3	46,4	46,5	45,4	44,4	44,2
Węgry	38,0	37,7	37,4	37,3	40,4	40,3	40,1	38,1	37,3	39,2
Wielka Brytania	34,4	34,9	35,4	36,1	35,7	37,1	34,3	35,0	35,8	35,4
Włochy	41,0	40,4	40,1	41,7	42,7	42,7	42,9	42,5	42,4	44,0
Srednia	36,1	36,1	36,5	36,6	37,1	36,7	35,9	35,6	35,8	36,3

^a Łącznie ze składkami na ubezpieczenia społeczne.

Źródło: opracowanie na podstawie Eurostat (2015).

Analiza udziału wybranych grup podatków w łącznych dochodach podatkowych ogółem⁴ pokazała, że krajami o zdecydowanej przewadze dochodów z tytułu podatków bezpośrednich są kraje skandynawskie. Również w przypadku Wielkiej Brytanii, Belgii czy Niemiec i Luksemburga obserwuje się nieznaczną przewagę dochodów osiąganych z tytułu podatków bezpośrednich nad pośrednimi. Na uwagę zasługuje pozycja Polski, która (m.in. obok Rumunii, Bułgarii, Chorwacji i Słowacji) jest jednym z krajów UE o najniższych dochodach z tytułu podatków bezpośrednich. Od 2007 r. obserwuje się spadek wpływów z CIT w strukturze dochodów podatkowych. W 2012 r. najwyższy udział tego rodzaju podatku w dochodach podatkowych notowały Malta i Cypr, natomiast najniższe — Węgry oraz Grecja. W ostatnich latach wpływy z VAT stanowią przeciętnie ok. 22% ogólnych dochodów podatkowych w UE. W okresie 2003—2012 zmniejszenie wpływów z VAT dotyczyło m.in. Irlandii, Holandii i Słowacji, a wzrost — głównie Litwy, Rumunii i Czech.

Strukturę dochodów podatkowych w podziale na kraje UE-15 oraz UE-13 przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. ŁĄCZNE DOCHODY Z TYTUŁU PODATKÓW I SKŁADEK NA UBEZPIECZENIA SPOŁECZNE W KRAJACH UE

Wyszczególnienie	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
KRAJE UE-15										
W % dochodów podatkowych ogółem										
Podatki pośrednie ogółem	35,6	35,8	35,8	35,9	35,4	34,7	34,6	35,3	35,3	35,1
w tym VAT	18,7	18,9	19,1	19,0	19,1	18,9	18,5	19,3	19,2	19,2
Podatki bezpośrednie ogółem	36,0	35,9	36,4	36,7	37,3	37,3	36,2	35,7	36,4	36,7
w tym: CIT	8,1	8,2	8,6	8,9	9,1	8,4	6,8	7,2	7,1	6,8
PIT	25,2	24,9	25,0	25,3	25,7	26,1	26,7	25,8	26,2	26,7
Składki na ubezpieczenia społeczne ogółem	28,4	28,3	27,8	27,4	27,3	28,0	29,2	29,0	28,3	28,2
W % PKB										
Podatki pośrednie ogółem	13,8	13,9	14,0	14,1	13,9	13,6	13,4	13,6	13,7	13,8
w tym VAT	7,2	7,3	7,4	7,5	7,5	7,4	7,1	7,4	7,4	7,5
Podatki bezpośrednie ogółem	14,3	14,3	14,7	14,9	15,0	14,9	14,2	14,1	14,4	14,7
w tym: CIT	3,0	3,1	3,3	3,5	3,5	3,2	2,5	2,7	2,7	2,6
PIT	10,2	10,1	10,3	10,4	10,5	10,6	10,6	10,2	10,4	10,7
Składki na ubezpieczenia społeczne ogółem	11,1	11,0	10,9	10,8	10,7	10,9	11,2	11,1	11,0	11,1
KRAJE UE-13										
W % dochodów podatkowych ogółem										
Podatki pośrednie ogółem	41,9	42,8	43,6	43,3	42,2	41,6	41,5	43,0	43,3	43,2
w tym VAT	24,1	24,6	26,0	26,1	25,2	25,2	24,4	25,6	25,9	25,9
Podatki bezpośrednie ogółem	24,6	24,1	23,8	24,8	26,6	26,6	24,3	23,1	22,7	23,0
w tym: CIT	8,0	8,0	8,2	9,1	10,5	10,3	9,0	7,8	7,9	7,9
PIT	15,2	14,8	14,1	14,6	14,9	15,0	14,1	13,8	13,4	13,7
Składki na ubezpieczenia społeczne ogółem	33,5	33,1	32,6	31,9	31,2	31,8	34,2	33,9	34,0	33,8

⁴ Dochody podatkowe ogółem stanowią dochody z tytułu podatków wraz ze składkami na ubezpieczenia społeczne, zgodnie z podejściem zastosowanym w Eurostacie (2015).

**TABL. 2. ŁĄCZNE DOCHODY Z TYTUŁU PODATKÓW I SKŁADEK
NA UBEZPIECZENIA SPOŁECZNE W KRAJACH UE (dok.)**

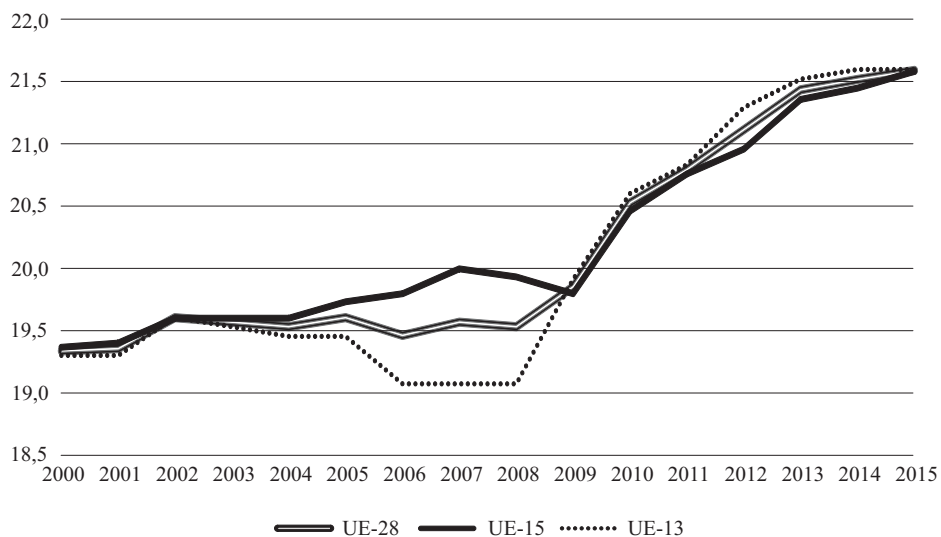
Wyszczególnienie	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
KRAJE UE-13 (dok.)										
W % PKB										
Podatki pośrednie ogółem	13,7	14,0	14,4	14,3	14,4	14,0	13,6	13,8	13,8	14,0
w tym VAT	7,8	8,0	8,5	8,6	8,6	8,4	8,0	8,2	8,2	8,4
Podatki bezpośrednie ogółem	8,0	7,8	7,8	8,2	9,1	8,9	8,0	7,4	7,3	7,5
w tym: CIT	2,6	2,6	2,7	3,0	3,6	3,5	2,9	2,5	2,6	2,6
PIT	4,9	4,8	4,6	4,8	5,1	5,0	4,6	4,4	4,3	4,4
Składki na ubezpieczenia społeczne ogółem	11,0	10,9	10,8	10,6	10,6	10,7	11,2	10,9	10,9	11,0

Źródło: opracowanie na podstawie danych Eurostatu (2015).

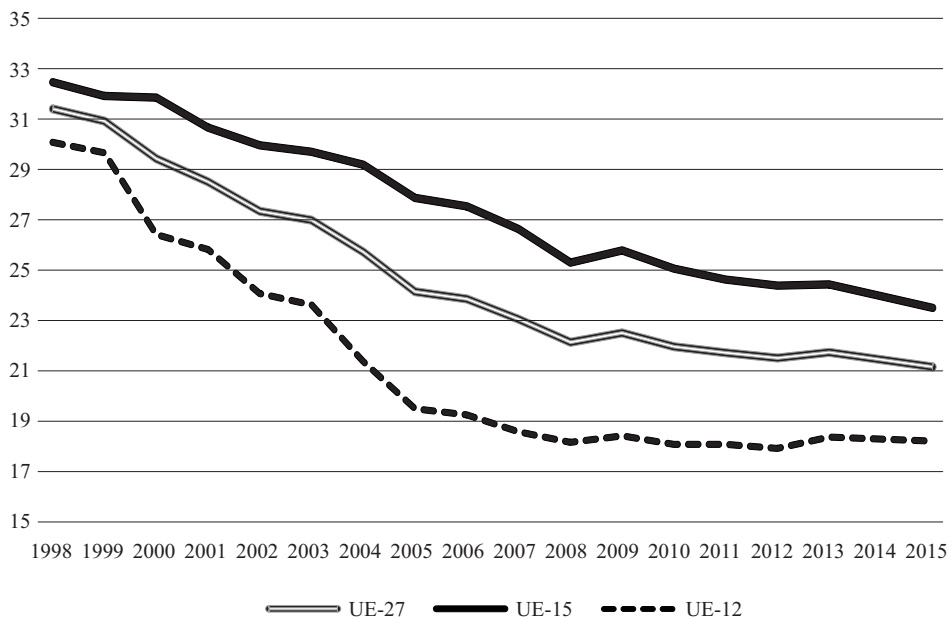
Dane zaprezentowane w tabl. 2 wskazują na rozbieżność pomiędzy dochodami z podatków pośrednich i bezpośrednich. Kraje UE-15 wykazują nieznacznie wyższy odsetek dochodów z tytułu podatków bezpośrednich niż pośrednich, natomiast w przypadku krajów UE-13 różnica pomiędzy tymi grupami podatków jest bardziej wyraźna. Przykładowo w 2012 r. w krajach UE-13 średni udział podatków pośrednich w strukturze dochodów podatkowych ogółem był wyższy o ponad 20 p.proc. w porównaniu do dochodów generowanych przez podatki bezpośrednie. W UE-13 podatki pośrednie stanowiły przeciętnie ponad 40% ogólnych dochodów podatkowych oraz ok. 14% PKB. Kolejna uwaga dotyczy dochodów z CIT, które w przypadku obu grup krajów generowały zbliżony udział w dochodach podatkowych, natomiast nieznacznie niższy był on w krajach UE-15. W strukturze wpływów podatkowych w UE-15 dominowały wpływy z danin obciążających dochody osobiste, a w grupie krajów UE-13 przeważały dochody z VAT oraz ze składek na ubezpieczenia społeczne. Warto zaznaczyć, że w strukturze wpływów podatkowych UE-13 udział łącznych dochodów osiąganych z podatków bezpośrednich był zbliżony do udziału dochodów z podatku VAT (od 2009 r. udział z VAT przewyższał łączne wpływy z podatków bezpośrednich w tych krajach).

Na wyk. 1 przedstawiono kształtowanie się stawki standardowej VAT w latach 2000—2015. Średnia wartość stawki pokazała trend wzrostowy, przy czym dynamika wzrostu znacząco zwiększyła się pomiędzy rokiem 2008 i 2010. Od 2008 r. przeciętna wysokość stawki standardowej była nieznacznie wyższa w krajach UE-13, jednak od 2009 r. obserwuje się podobny trend zmian. W następstwie kryzysu finansowo-gospodarczego wiele krajów zdecydowało się na podniesienie stawki podstawowej VAT. W 2015 r. największa rozpiętość między najniższą stawką standardową VAT (Luksemburg — 17%) i najwyższą (Węgry — 27%) wyniosła 10 p.proc. Należy zaznaczyć, że harmonizacja VAT dotyczy m.in. ustalania stawki minimalnej (standardowej i obniżonej)⁵. Wprawdzie VAT jest najbardziej zharmonizowanym podatkiem w UE, to jednak i w jego przypadku zaznaczają się różnice w wysokości ustalanych stawek.

⁵ Większość krajów UE stosuje dwie stawki obniżone. Wyjątkiem jest Dania, która stosuje wyłącznie stawkę standardową (w 2015 r. stawka standardowa wynosiła 25% podstawy opodatkowania). Ponadto w 2015 r. we Francji, Hiszpanii, Irlandii, Luksemburgu i Włoszech stosowano stawkę superobniżoną.

Wykr. 1. PRZECIĘTNA STANDARDOWA STAWKA VAT W KRAJACH UE

Źródło: opracowanie na podstawie danych European Commission (2015).

Wykr. 2. PRZECIĘTNA NOMINALNA STAWKA CIT W KRAJACH UE^a

^a Bez Chorwacji (braki w danych).

Źródło: opracowanie na podstawie ZEW (2014) i aktualizacji (dla 2015 r.) na podstawie rządowych stron internetowych poszczególnych krajów.

W przypadku krajów UE-27 obserwuje się ogólną tendencję spadkową przeciętnej nominalnej stawki CIT. W okresie 1995—2015 nastąpiło obniżenie średniej stawki podatku o ok. 10,25 p.proc. Przeciętnie stawki CIT były niższe w krajach, które przystąpiły do UE po 2003 r. niż w krajach UE-15. Najbardziej znaczące różnice pomiędzy przeciętnymi wartościami stawki podatku w przypadku obu analizowanych grup krajów miały miejsce w latach 2005—2007 (ponad 8 p.proc.).

GRUPOWANIE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ

Z dokonanej analizy wynika, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej charakteryzowały się wysokim udziałem obciążeń o charakterze pośrednim (w tym z tytułu VAT), w porównaniu do krajów UE-15. Jednak specyfika systemów podatkowych powoduje, że grupy krajów UE-15 oraz UE-13 są wewnętrznie zróżnicowane, w związku z czym ich wspólna analiza pomija dysproporcje struktury dochodów i obrazuje jedynie wielkości przeciętne. Przeprowadzona powyżej analiza struktury dochodów umożliwiła sformułowanie jedynie ogólnych wniosków, natomiast nie pozwoliła na obserwację podobieństwa pomiędzy krajami. W celu pogrupowania krajów na podstawie podobieństwa wybranych dochodów podatkowych zastosowano analizę skupień będącą elementem eksploracyjnej analizy danych. Pozwala ona na grupowanie obiektów w taki sposób, aby stopień ich powiązań przynależących do jednej grupy był największy, natomiast jak najmniejszy z obiektami z pozostałych grup. W badaniu zastosowano technikę aglomeracyjną, która jest metodą hierarchiczną. Zakłada się w niej, że początkowo każdy element zbioru stanowi oddzielne skupienie, a następnie w miarę osłabiania kryterium podobieństwa między obiektami tworzy się grupy obiektów podobnych. W miarę dokonywania kolejnego osłabiania kryterium następuje agregacja danych w coraz większe skupienia, które coraz silniej różnią się pomiędzy sobą.

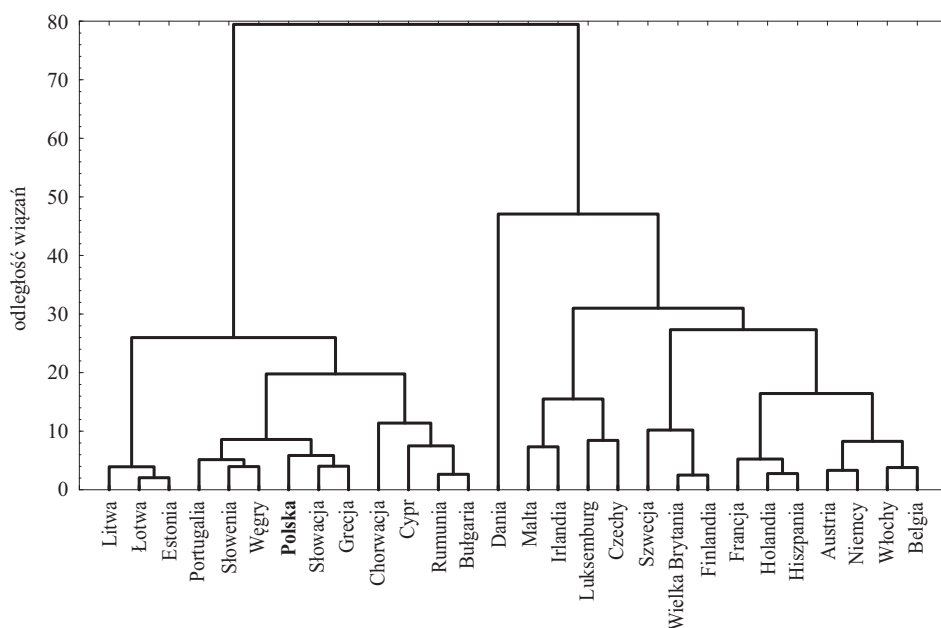
W badaniu odległości między podobnymi skupieniami wiązane są za pomocą metody Warda (1963), która opiera się na analizie wariacji (minimalizuje sumę kwadratów odchyień wewnątrz skupień). W ten sposób łączone są skupienia charakteryzujące się minimalnym zróżnicowaniem. Metoda traktowana jest jako efektywna, jednak jej stosowanie prowadzi do tworzenia skupień o małej wielkości (Stanisz, 2007, s. 122).

Zmienne w badaniu stanowią kategorie podatków pośrednich i bezpośrednich: VAT, PIT, CIT oraz podatek akcyzowy⁶. Badanie przeprowadzono odrębnie dla danych wyrażonych w % dochodów podatkowych ogółem oraz w % PKB. Przeanalizowano kształtowanie się tych wielkości w poszczególnych krajach

⁶ Do analizy wybrano tylko część dochodów podatkowych obejmującą najważniejsze podatki, w konsekwencji udziały dochodów podatkowych nie sumują się do 100%.

UE w latach 2003 i 2012 w celu wykazania zmian, jakie mogły zajść pomiędzy rokiem poprzedzającym największe rozszerzenie UE⁷ i najbardziej dostępnymi porównywanymi danymi⁸. Celem takiego grupowania jest zbadanie, czy procesy harmonizacji, poza prawnym zbliżaniem systemów podatkowych, wpłynęły również na zbliżenie podobieństwa struktury dochodów podatkowych państw UE. Pogrupowane w ten sposób 28 krajów zestawiono na dendrogramach (wykr. 3 i 4).

Wykr. 3. DENDROGRAM DOCHODÓW PODATKOWYCH W KRAJACH UE W 2003 R.
(dochody w % dochodów podatkowych ogółem)



Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu programu STATISTICA 10.

Ważnym elementem analizy skupień jest „odcięcie” dendrogramu, które pozwala na ustalenie liczby skupień w rozpatrywanym przykładzie. Najczęściej wykorzystywanymi podejściami do ustalenia wartości krytycznej są (Stanisz, 2007; Panek i Zwierchowski, 2013):

- metoda wskazania maksymalnej różnicy odległości pomiędzy kolejnymi krokami grupowania obiektów:

$$\max_h \{d_h - d_{h-1}\} \quad (1)$$

⁷ Kolejne rozszerzenia: 2004 r. — Polska, Litwa, Czechy, Łotwa, Estonia, Węgry, Słowacja, Słowenia, Malta i Cypr, 2007 r. — Rumunia i Bułgaria, 2013 r. — Chorwacja.

⁸ Dany za rok 2012 z ostatniego raportu Eurostatu (2015).

- metoda Grabińskiego (1992) — iloraz kolejnych odległości:

$$\hat{d}_h = \max_h \left\{ \frac{d_h}{d_{h-1}} \right\} \quad (2)$$

- reguła Mojeny (1977):

$$\hat{d}_{h+1} > \bar{d} + k S(d) \quad (3)$$

gdzie:

$h=2, 3, \dots, n-1$,

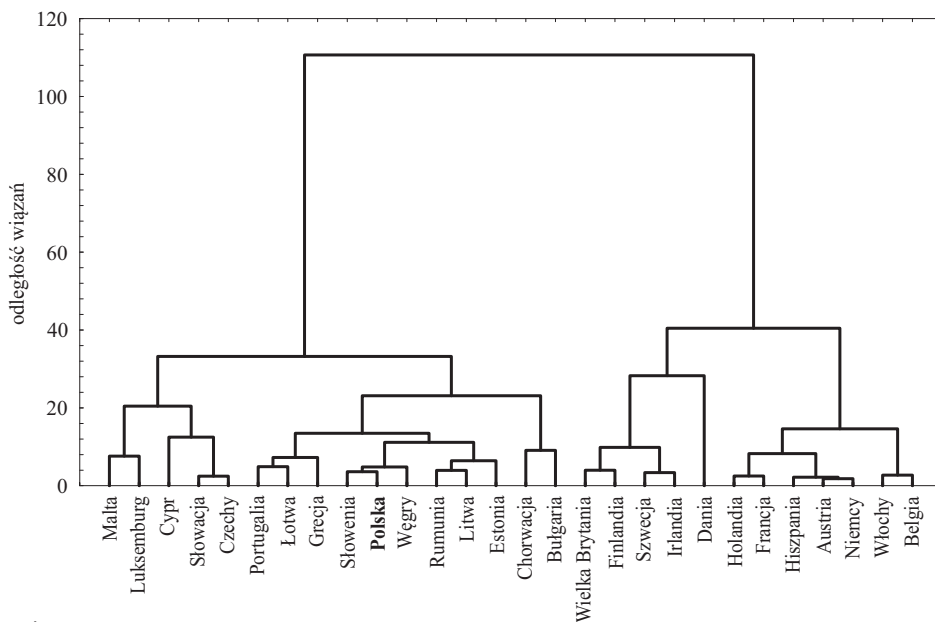
d — długość wiązania (gałęzi drzewka),

\bar{d} — średnia arytmetyczna długości wiązań,

$S(d)$ — odchylenie standardowe długości wiązań,

k — parametr, który według Mojeny powinien mieścić się w przedziale $\langle 2,75; 3,5 \rangle$, jednak, jak podaje m.in. Stanisz (2007, s. 142), optymalna wartość parametru to $k=1,25$.

Wykr. 4. DENDROGRAM DOCHODÓW PODATKOWYCH W KRAJACH UE W 2012 R.
(dochody w % dochodów podatkowych ogółem)



Źródło: jak przy wykr. 3.

Najprostszym sposobem ustalenia wartości krytycznej jest analiza różnic odległości aglomeracyjnej dla kolejnych etapów wiązania obiektów, którą przedstawić można na odpowiednim wykresie (tzw. wykresie przebiegu aglomeracji). „Odcięcie” następuje z reguły po zaobserwowaniu największego przyrostu odległości w wiązaniach aglomeracyjnych, obliczonego na podstawie formuły (1) lub największego ilorazu obliczonego na podstawie formuły (2).

W badaniu do wyliczenia wartości krytycznej zastosowano metodę opartą na formułach (1), (2) oraz regule Mojeny (3), przy czym wartość parametru k przyjęto jako równą 1,25 (Stanisz, 2007). Miejsce podziału dendrogramu (dane przedstawione w % dochodów podatkowych) przy wykorzystaniu formuł (1) oraz (2) powinno nastąpić dla 2003 r. po 25 kroku, a dla 2012 r. — po 23 kroku. W przypadku zastosowania wyników formuły (3), odcięcie nastąpiłoby po 26 kroku zarówno w 2003 r., jak i w 2012 r. Wartość formuły (3) dla 2003 r. wyniosła $\hat{d}_{h+1} > 34,93$ (dla $\bar{d} = 13,70$ oraz $S(d) = 16,99$), natomiast dla 2012 r. $\hat{d}_{h+1} > 41,66$ (dla $\bar{d} = 14,55$ oraz $S(d) = 21,69$). Metody maksymalnej różnicy odległości i maksymalnego ilorazu dzielą dendrogramy na większą liczbę skupień (w przypadku reguły Mojeny byłyby to tylko dwa duże skupienia), w związku z powyższym dokonano podziału przy wykorzystaniu metod opisanych wzorem (1) oraz (2), co umożliwiło wyodrębnienie trzech skupień w przypadku 2003 r. oraz pięciu skupień dla roku 2012. W konsekwencji w 2003 r. wyodrębnione skupienia były następujące:

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

Z kolei w 2012 r. skupienia były następujące:

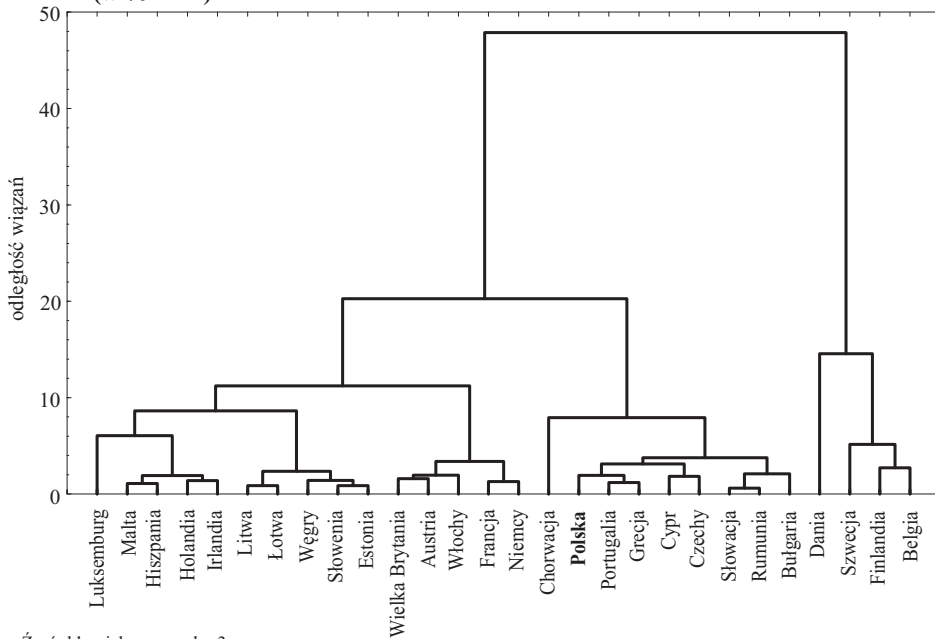
- I — Malta, Luksemburg, Cypr, Słowacja i Czechy;
- II — Portugalia, Łotwa, Grecja, Słowenia, Polska, Węgry, Rumunia, Litwa, Estonia, Chorwacja i Bułgaria;
- III — Wielka Brytania, Finlandia, Szwecja i Irlandia;
- IV — Dania;
- V — Holandia, Francja, Hiszpania, Austria, Niemcy, Włochy i Belgia.

W celu uniknięcia sytuacji, w której o klasyfikacji krajów do jednego skupienia mógł decydować łączny procentowy udział analizowanych kategorii podatków w dochodach podatkowych ogółem, dokonano dodatkowego grupowania krajów UE, w którym za zmienne przyjęto wskaźnik udziału tych dochodów w PKB. Stosowne dendrogramy prezentują wyk. 5 i 6.

W przypadku przeprowadzonej analizy dochodów wyrażonych w % PKB wartości formuły (3) były następujące: w 2003 r. — 17,86 ($\bar{d} = 5,82$ oraz $S(d) = 9,63$), sygnalizując odcięcie drzewka po 26 kroku, natomiast w 2012 r. — 17,57

($\bar{d} = 5,96$ oraz $S(d) = 9,29$), wskazując na odcięcie również po 26 kroku. W konsekwencji przyjęcia tego podziału wyodrębniono dwa duże skupienia. Należy podkreślić, że wykorzystanie formuł (1) i (2) wskazuje na odcięcie dendrogramów po 25 kroku. W tej sytuacji liczba skupień ulega zwiększeniu w każdym analizowanym roku.

Wykr. 5. DENDROGRAM DOCHODÓW PODATKOWYCH W KRAJACH UE W 2003 R.
(w % PKB)



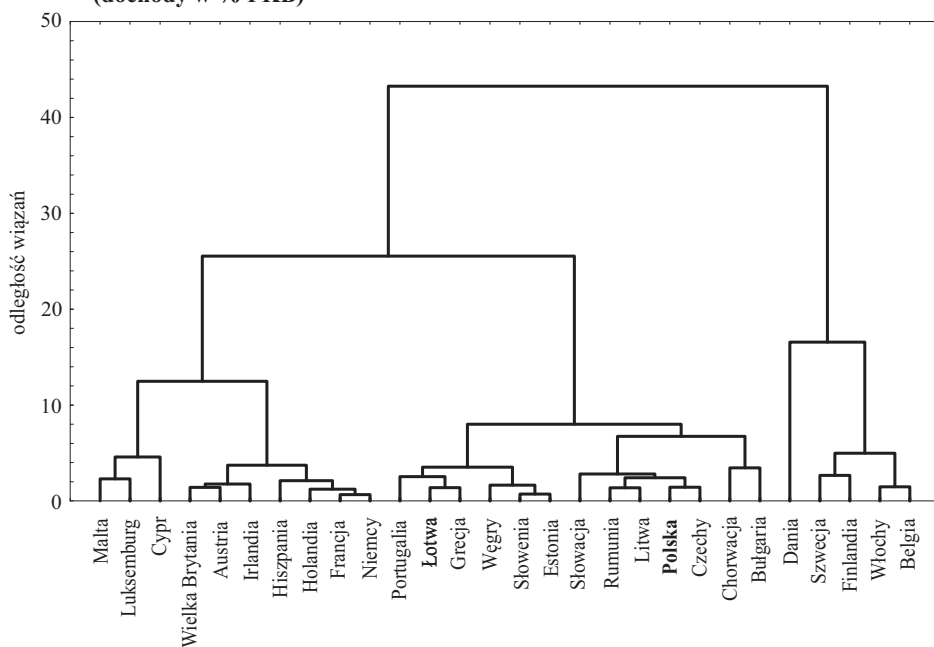
Źródło: jak przy wykr. 3.

W 2003 r. tak wyodrębnione skupienia były następujące:

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

Z kolei w 2012 r. wyodrębniono następujące skupienia:

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

Wykr. 6. DENDROGRAM DOCHODÓW PODATKOWYCH W KRAJACH UE W 2012 R. (dochody w % PKB)

Źródło: jak przy wykr. 3.

Zestawienie dendrogramów wskazuje na przesunięcia krajów między skupieniami. Zmiany struktury skupień, wyodrębnione na podstawie przedstawionych wcześniej metod odcięcia dendrogramów, zaprezentowano w tabl. 3. Analizując je należy pamiętać, że w wariancie wykorzystującym dochody podatkowe wyrażone w % dochodów podatkowych ogółem pomiędzy rokiem 2003 i 2012 zmieniła się nie tylko struktura skupień, ale również ich liczba.

TABL. 3. KRAJE TWORZĄCE SKUPIENIA

Kraje	Skupienia utworzone na podstawie dochodów podatkowych			
	w % dochodów podatkowych ogółem		w % PKB	
	2003	2012	2003	2012
Austria	III	V	I	I
Belgia	III	V	III	III
Bułgaria	I	II	II	II
Chorwacja	I	II	II	II
Cypr	I	I	II	I
Czechy	III	I	II	II
Dania	II	IV	III	III
Estonia	I	II	I	II
Finlandia	III	III	III	III
Francja	III	V	I	I
Grecja	I	II	II	II
Hiszpania	III	V	I	I
Holandia	III	V	I	I
Irlandia	III	III	I	I

TABL. 3. KRAJE TWORZĄCE SKUPIENIA (dok.)

K r a j e	Skupienia utworzone na podstawie dochodów podatkowych			
	w % dochodów podatkowych ogółem		w % PKB	
	2003	2012	2003	2012
Litwa	I	II	I	II
Luksemburg	III	I	I	I
Łotwa	I	II	I	II
Malta	III	I	I	I
Niemcy	III	V	I	I
P o l s k a	I	II	II	II
Portugalia	I	II	II	II
Rumunia	I	II	II	II
Słowacja	I	I	II	II
Słowenia	I	II	I	II
Szwecja	III	III	III	III
Węgry	I	II	I	II
Wielka Brytania	III	III	I	I
Włochy	III	V	I	III

U w a g a. W prezentowanych latach Chorwacja była poza UE.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Tabl. 3 i wyk. 3 i 4 wskazują na przesunięcia krajów pomiędzy skupieniami (na podstawie analizy dochodów odniesionych do dochodów podatkowych ogółem), m.in. z uwagi na wyodrębnienie w 2012 r. dwóch dodatkowych skupień. Rozszerzenie liczby skupień wynika przede wszystkim z rozpadu skupienia III z 2003 r. (charakteryzującego kraje o relatywnie wysokim udziale składek na ubezpieczenia społeczne i podatków bezpośrednich) i przesunięcia tych krajów do 3 skupień w 2012 r. W następstwie tego grupowania w 2012 r. powstał bardziej przejrzysty podział zróżnicowanych struktur wpływów podatkowych krajów UE-15 na mniejsze skupienia. Ponadto obserwacja długości wiązań pokazuje, że ostatnie wiązanie było w 2012 r. dłuższe w porównaniu do analogicznego wiązania z 2003 r. Wskazuje to na zwiększenie oddalenia pomiędzy dwoma dużymi skupieniami. Wyodrębnienie dwóch dużych skupień dla 2012 r. nastąpiło przy krótszych wiązaniach w porównaniu do tych z 2003 r. Oznacza to, że 2 duże skupienia wydzielone w okresie pomiędzy rokiem 2003 i 2012 stały się wewnątrz bardziej podobne, jednak wzrosło zróżnicowanie pomiędzy nimi (co sugeruje długość ostatniego wiązania). W obu dendrogramach wyraźnie zaznacza się odrębność Danii, która jest znacznie oddalona od krajów, z którymi tworzy duże skupienie. W 2003 r. najkrótsze wiązania (a tym samym najwyższe podobieństwo) dotyczyło: Estonii i Łotwy, Finlandii i Wielkiej Brytanii, Hiszpanii i Holandii, natomiast w 2012 r. najkrótsze wiązania tworzyły Niemcy i Austria, następnie Niemcy, Austria i Hiszpania, a kolejne Czechy i Słowacja.

W przypadku analizy dochodów podatkowych wyrażonych w % PKB (tabl. 3, wyk. 5 i 6) zaobserwowano utrzymanie tej samej liczby skupień zarówno w 2003 r., jak i w 2012 r. Wprawdzie pomiędzy rokiem 2003 i 2012 nastąpiło przesunięcie krajów ze skupienia I do skupienia II, to jednak przesunięcia te miały wpływ na bardziej wyraźny podział krajów na dwie odrębne grupy — rozwinięty Zachód oraz grupę tworzoną przez słabiej rozwinięte kraje UE-13 wraz z dwoma peryferyjnymi krajami UE-15, tj. Grecją i Portugalią, gdzie do-

minują podatki pośrednie. W 2003 r. najkrótsze wiązania dotyczyły: Rumunii i Słowacji, Łotwy i Litwy, Estonii i Słowenii, natomiast w 2012 r.: Niemiec i Francji, Estonii i Słowenii, a następnie wiązania łączącego trzy kraje: Niemcy, Francję i Holandię. Można zaobserwować, że skupienie III, wyodrębnione zarówno w 2003 r. i 2012 r., obejmuje zbliżony skład krajów. Ponadto z analizy obu dendrogramów wynika, że w 2012 r. zmalała długość ostatniego wiązania w porównaniu do 2003 r., co wskazuje na zwiększenie podobieństwa między dwoma dużymi skupieniami.

Porównując wykry. 3 i 4 oraz wykry. 5 i 6 trudno jest doszukać się bliskiego podobieństwa wśród tych samych par krajów — kraje zmieniały swoich najbliższych „sąsiadów”. W wykry. 3 i 4 (dotyczących analizy dochodów podatkowych wyrażonych w % dochodów podatkowych ogółem) stwierdzono występowanie 3 par krajów tworzących bliskie sąsiedztwo zarówno w roku 2003, jak i w 2012; są to: Wielka Brytania i Finlandia, Austria i Niemcy, Włochy i Belgia. W przypadku analizy dotyczącej dochodów podatkowych przedstawionych w % PKB (wykry. 5 i 6) również zaobserwowano 3 takie pary: Słowenia i Estonia, Wielka Brytania i Austria, Francja i Niemcy.

KIERUNKI POLITYKI PODATKOWEJ KRAJÓW UE I ICH ODZWIERCIEDLENIE W WYNIKACH BADANIA

W świetle przeprowadzonych analiz wyłania się kilka kwestii związanych z polityką podatkową krajów UE. Podejmowane w tym zakresie działania znajdują wyraz w uzyskanych wynikach, w tym w przeprowadzonym grupowaniu krajów.

Stawki CIT są z reguły przeciętnie niższe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w porównaniu do krajów UE-15. Wynika to m.in. z podejmowanych w ramach konkurencji podatkowej działań skierowanych na rzecz przyciągania inwestycji zagranicznych, sprzyjających rozwojowi środkowoeuropejskich gospodarek. Szczególnie ujawniło się to w okresie po rozszerzeniu UE w 2004 r. Porównując stawki podatku w 2003 i w 2005 r. zaobserwowano, że ich najwyższe redukcje wystąpiły przede wszystkim w grupie krajów przyjętych do UE w 2004 r., zwłaszcza w Polsce, Czechach i na Słowacji, a także w krajach przygotowujących się do akcesji — w Bułgarii i Rumunii. W ślad za działaniami tych krajów stopniowo podążały kraje Europy Zachodniej, które w miarę rozszerzania UE stawały się bardziej skłonne do powielania działań nowych członków UE⁹. Przykładowo pomiędzy rokiem 2003 i 2008¹⁰, równoległe do kolejnych

⁹ Wspieranie konkurencyjności, w kontekście przedstawianych zagadnień podatkowych, może odbywać się również poprzez tzw. fiskalną dewaluację, czyli poprzez obniżanie składek na ubezpieczenia społeczne obciążające pracodawców i zwiększanie stawek VAT. Proces ten wydaje się dotyczyć przede wszystkim krajów strefy euro, z uwagi na brak możliwości dewaluacji waluty (Koske, 2013). Wprawdzie stawki VAT w większości krajów UE wzrastały, zwłaszcza po 2009 r., to jednak nie obserwuje się znaczących redukcji obciążeń pracodawców z tytułu składek na ubezpieczenia społeczne, co m.in. potwierdzają stawki marginalne, np. dane *OECD Tax Database*.

¹⁰ Rokiem następującym po drugim rozszerzeniu UE w 2007 r. o dwa kraje — Bułgarię i Rumunię.

obniżek stawek CIT w krajach „nowej” UE, następowały obniżki CIT przeprowadzone m.in.: w Austrii, Holandii, Niemczech, Finlandii, Danii, Grecji, Włoszech, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii.

Podkreślić należy, że mimo utrzymujących się różnic w stawkach CIT, wpływy z tego podatku nie stanowią znaczących udziałów w dochodach podatkowych ogółem, z wyjątkiem Malty, Cypru i Luksemburga, które w ostatnich latach badanego okresu zaliczane były do rajów podatkowych (Gravelle, 2015). Znajduje to wyraz na dendrogramie dla 2012 r., który wskazuje bliskie sąsiedztwo tych krajów. W przypadku Polski, podobnie do krajów Europy Wschodniej, maleje rola CIT w kształtowaniu dochodów podatkowych, natomiast wzrasta rola dochodów z VAT i PIT. Wyjątkiem od tej tendencji są: Słowacja, Czechy, Cypr i Malta, które w strukturze dochodów podatkowych mają wysokie wpływy z CIT.

Pomimo ogólnego trendu wzrostowego w zakresie dochodów podatkowych ogółem, znaczna część krajów UE odnotowała spadek większości kategorii podatkowych w latach 2008 i 2009, głównie w konsekwencji recesji gospodarczej. Przede wszystkim nastąpił spadek dochodów z CIT w strukturze dochodów podatkowych, natomiast nieznacznie wzrósł udział PIT. Miało to miejsce przy zachowaniu udziału dochodów z VAT na względnie stabilnym poziomie lub nieznacznym jego wzroście pomimo stopniowego podnoszenia stawek tego podatku. W początkowym okresie kryzysu państwa UE starały się obniżyć obciążenia fiskalne celem wzmocnienia popytu. Przedłużająca się recesja wymusiła jednak działania konsolidacyjne, wśród których znalazły się m.in. działania związane ze zwiększaniem obciążeń fiskalnych, w tym wprowadzaniem nowych podatków, np. ekologicznych (np. „zielone podatki” wprowadzone w Portugalii w 2015 r. w celu wspierania proekologicznych inwestycji) (OECD, 2015). W ocenie zmian wysokości stawek nominalnych pomiędzy rokiem 2007 i 2012 należy podkreślić, że w okresie kryzysu kraje UE przyjmowały różną strategię polityki podatkowej. Biorąc pod uwagę zmiany stawki standardowej VAT oraz stawek najwyższych PIT i CIT można zauważyć, że pomiędzy rokiem 2007 i 2012 kraje UE najczęściej podnosiły stawkę VAT, przy jednoczesnym utrzymywaniu stawki CIT i PIT na niezmiennym lub zredukowanym poziomie. Przykładowo analizując zmiany, jakie zaszły w 2012 r. w porównaniu do 2007 r. należy wskazać, że tylko trzy kraje, tj. Belgia, Malta i Austria zachowały najwyższe stawki nominalne VAT, CIT i PIT bez zmian, stawka CIT wzrosła w Portugalii, z kolei Słowacja, Rumunia i Łotwa podniosły stawkę VAT pozostawiając bez zmian najwyższe stawki CIT i PIT, zaś Szwecja, Słowenia, Holandia i Niemcy obniżyły stawki CIT pozostawiając wysokość PIT i VAT na niezmiennym poziomie.

Coraz wyższe obciążenia fiskalne mogą powodować narastanie problemów związanych z unikaniem opodatkowania i uchylaniem się od opodatkowania. W konsekwencji część zakładanych wpływów podatkowych nie jest rejestrowana w budżecie. W przypadku VAT miernikiem rozbieżności pomiędzy kwotą faktycznie pobranego podatku a wartością wierzytelności podatkowych, które powinny napłynąć do budżetu w danym systemie poboru podatku jest tzw. luka

w VAT. Jak wynika z tabl. 4 najwyższe szacunki luki dotyczyły krajów, które przeszły transformację systemową, głównie: Rumunii, Litwy, Łotwy, Czech i Polski oraz dwóch krajów peryferyjnych UE — Grecji i Włoch.

TABL. 4. LUKA W VAT W KRAJACH UE^a

Kraje	2012	2013
Austria	11,1	11,4
Belgia	11,2	10,5
Bułgaria	18,5	17,2
Czechy	23,6	22,4
Dania	8,5	9,3
Estonia	13,3	16,8
Finlandia	2,9	4,1
Francja	9,4	8,9
Grecja	33,4	34,0
Hiszpania	17,0	16,5
Holandia	4,4	4,2
Irlandia	11,2	10,6
Litwa	36,5	37,7
Luksemburg	5,4	5,1
Łotwa	33,8	29,9
Malta	31,0	26,4
Niemcy	10,6	11,2
P o l s k a	25,3	26,7
Portugalia	8,7	9,0
Rumunia	42,9	41,1
Słowacja	38,6	34,9
Słowenia	9,1	5,8
Szwecja	4,8	4,3
Węgry	24,1	24,4
Wielka Brytania	10,5	9,8
Włochy	24,1	24,4

^a Dotyczy 26 krajów, brak szacunków dla Chorwacji oraz Cypru.

Źródło: opracowanie na podstawie *Study to Quantify and Analyse the VAT Gap in the EU Member States* (2015).
Pobrano z: http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/common/publications/studies/vat_gap2013.pdf (data pobrania 20.05.2016 r.).

Straty z tytułu niezrealizowanych wpływów z VAT, który jest podatkiem silnie podlegającym harmonizacji, są wysokie. Jak wynika z tabl. 4, w UE prawie 15% potencjalnych dochodów z VAT stanowi ubytek z tytułu oszustw, unikania i uchylania się od opodatkowania lub wadliwego systemu poboru podatku. Co ciekawe, kraje z wysoką luką w VAT mają wprawdzie jego wysokie stawki, jednak nie należą do tych o najwyższych stawkach VAT. Przykładowo stawka podstawowa VAT w Rumuni (kraju o najwyższej luce w VAT) wynosiła w 2013 r. 24%, czyli była równa stawce podstawowej w Finlandii, dla której oszacowana luka była najniższa. Oznacza to, że czynnikiem wpływającym na rozmiary luki nie jest wyłącznie wysokość stawki podatku, ale i takie elementy, jak: przejrzystość systemu podatkowego, skuteczność administracji podatkowej i kontroli skarbowej, rozmiary szarej strefy czy świadomość podatkowa społeczeństwa. Mimo problemów z wpływami do budżetu VAT jest chętnie wykorzystywany w polityce podatkowej, zwłaszcza że o wiele łatwiej jest zwiększyć ciężary podatkowe za pomocą podatków pośrednich niż bezpośrednich (Owsiak, 1999, s. 195).

Dochody z PIT są wysokie w krajach o wysokim poziomie rozwoju, w których pełni on historycznie funkcję redystrybucyjną. Nowe kraje UE przystępowały do konstrukcji PIT o wiele później niż większość krajów UE-15, nadając mu mniej redystrybucyjną formę, np. stosując stawkę liniową, która obecnie obowiązuje w krajach nadbałtyckich (Litwa, Łotwa i Estonia), a także na Węgrzech, w Bułgarii i Rumunii. Ponadto nowe kraje członkowskie charakteryzują się bardziej zróżnicowanymi zasadami opodatkowania dochodów osobistych w porównaniu do UE-15 oraz mniejszym respektowaniem zasady zdolności płatniczej (Krajewska, 2012). Znajduje to wyraz w rozpiętości stawek opodatkowania, wysokości kwoty wolnej od podatku czy systemie ulg i zwolnień (ibidem). W konsekwencji zróżnicowanie między dochodami z PIT w UE-15 i UE-13 utrzymuje się, a niższe obciążenia dochodów osobistych i majątku w krajach UE-13 zostały zrekomensowane wyższym opodatkowaniem konsumpcji.

Z dotychczasowej analizy wyłania się odrębność Dani, co wynika ze specyfiki jej systemu podatkowego. Jest to kraj o najwyższym udziale dochodów z PIT w strukturze dochodów podatkowych ogółem (ponad 50% w 2012 r.) i najniższym (zaledwie 1,9% w 2012 r.) udziale dochodów z tytułu składek na ubezpieczenia społeczne. Niski udział składek na ubezpieczenia społeczne wynika m.in. z faktu, że wydatki na cele socjalne finansowane są z ogólnych dochodów (Eurostat, 2014). Powoduje to, że udział podatków bezpośrednich w ogólnych dochodach podatkowych jest bardzo wysoki (ok. 63,6% w 2012 r.). W związku z tym struktura dochodów podatkowych Danii, wprawdzie cechująca się znaczną odrębnością, najbliższa jest strukturze dochodów podatkowych państw UE-15. Znajduje to potwierdzenie w dendrogramach wskazujących na jej najbliższe sąsiedztwo z krajami UE-15, zwłaszcza Szwecją i Finlandią, gdzie rozbudowany system świadczeń socjalnych finansowany jest w dużej mierze z dochodów z PIT.

Przeprowadzenie dodatkowej analizy dochodów podatkowych w podziale na dochody uzyskiwane z pracy, konsumpcji i kapitału wskazuje, że wyodrębnione skupienia nie wydają się odzwierciedlać dokładnego podziału na kraje o przeważających dochodach z konkretnych tytułów opodatkowania. Przykładowo w 2012 r. najwyższy udział podatków obciążających kapitał był w Luksemburgu, następnie Wielkiej Brytanii, na Malcie i Cyprze, we Włoszech i w Polsce. Z kolei podatki konsumpcyjne najwyższy udział stanowiły nie tylko w krajach Europy Centralnej i Wschodniej, ale także na Malcie i Cyprze. W grupie krajów o wysokich udziałach podatków obciążających pracę i najniższych udziałach podatków konsumpcyjnych znalazły się: Belgia, Francja, Włochy, Hiszpania, Austria i Niemcy. W kontekście harmonizacji podatków, uzyskane wyniki nie wydają się odzwierciedlać przemian związanych ze zbliżaniem systemów podatkowych. W przypadku VAT kraje ograniczane są m.in. minimalną wysokością stawki podatku (co nie stoi na przeszkodzie ustalaniu wysokich stawek podatku), z kolei współpraca w zakresie CIT dotyczy głównie podstawy opodatkowania, natomiast współpraca w zakresie PIT obejmuje unikanie podwójnego opodatkowania. Oznacza to, że w praktyce harmonizacja podatków bezpośred-

nich ma ograniczony zakres, a prowadzona polityka koncentruje się przede wszystkim na współpracy usprawniającej działalność uczestników rynku. Wprawdzie stosowane w krajach UE stawki VAT są zgodne z przepisami prawa wspólnotowego, jednak między krajami zaznaczają się dysproporcje nie tylko w wysokości stawek, ale i ich liczbie. Co więcej, kraje UE różnicują: wysokość stawek poszczególnych podatków, zakres bazy podatkowej, system ulg, odliczeń czy zwolnień, co kształtuje wysokość dochodów podatkowych.

Podsumowanie

Przeprowadzona w artykule ocena zmian dochodów podatkowych oraz stawek podatkowych w UE pozwala na kilka wniosków dotyczących kierunków polityki podatkowej. Przede wszystkim w ostatnich latach, zwłaszcza w okresie kryzysu, obserwowano wzrost stawki standardowej VAT oraz redukcję stawek CIT. Tym samym zaznacza się tendencja krajów UE w polityce wzrostu podatków konsumpcyjnych, co może oznaczać przerzucanie ciężarów podatkowych na grupy słabsze ekonomicznie. Kraje charakteryzujące się zbliżonymi uwarunkowaniami prowadzenia polityki stosowały podobne działania, w wyniku czego ich struktura dochodów podatkowych była zbliżona, na co wskazują również wyniki oceny podobieństwa krajów UE. Ponadto w badanym okresie wystąpił kryzys finansowo-gospodarczy, który w różnym stopniu dotknął kraje UE oraz wpłynął na ich warunki makroekonomiczne i politykę podatkową. Zaobserwowane rozbieżności struktury dochodów podatkowych mogą wpływać na stan finansów publicznych poszczególnych krajów, głównie poprzez potencjalne problemy ze ściągalnością należności podatkowych, realizacją zakładanych wpływów podatkowych czy szarą strefą.

Szczegółowych informacji o podobieństwie struktury wpływów podatkowych w krajach UE dostarcza hierarchiczna (aglomeracyjna) metoda analizy skupień. Przeprowadzone grupowanie wskazało na skupienia, które utworzyły kraje o podobnych wpływach z tytułu PIT, CIT i VAT oraz podatku akcyzowego. Liczba skupień zależy od zastosowanej metody podziału dendrogramu. Pomiedzy rokiem 2003 i 2012 zaobserwowano przemieszczanie się krajów pomiędzy skupieniami. Co więcej, zmianie ulegała nie tylko wewnętrzna struktura skupień, ale i ich liczba. Odzwierciedla to przede wszystkim rozbieżności w systemach podatkowych państw UE-15 i kierunki ich polityki podatkowej. Oceniając długość wiązań pomiędzy wyodrębnionymi dwoma dużymi skupieniami należy wskazać, że maleje podobieństwo między nimi (długość ostatniego wiązania wzrasta). Niezależnie od wyboru sposobu prezentacji dochodów podatkowych (w % dochodów podatkowych ogółem lub w % PKB) wyraźnie zaznacza się odrębność Danii, wynikająca ze specyfiki jej systemu podatkowego.

Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że harmonizacja nie wywarła silnego wpływu na upodobnienie struktury dochodów podatkowych krajów UE. Wyłonione skupienia zdają się być bardziej powiązane względami ekonomicznymi lub społecznymi niż postępującą harmonizacją. Jednolite prze-

pisy wspierają funkcjonowanie rynku wewnętrznego oraz zbliżają systemy podatkowe, jednak nie wpłynęły znacząco na zmianę struktury dochodów podatkowych. Utrzymujące się różnice wskazują, że o składzie skupień nadal decydują np. względy ekonomiczne (w tym zapewnienie konkurencyjności gospodarki, przyciągnięcie inwestycji zagranicznych, wspieranie inwestycji proekologicznych), społeczne czy historyczne, czego wyrazem są różnice systemów podatkowych. Wprawdzie harmonizacja dokonuje się w systemie prawnym, to jednak w latach 2003—2012 nie zaobserwowano jej wyraźnego wpływu na zbliżanie struktury dochodów podatkowych. Pomimo faktu, że w latach 2004 i 2007 do UE przystąpiło 12 „nowych” państw, to jednak w 2012 r. wciąż obserwowano utrzymywanie się różnic między krajami, a nawet ich narastanie (jak w przypadku dochodów z VAT lub PIT).

mgr Agata Szymańska — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Bénassy-Quéré, A., Trannoy, A., Wolff, G. (2014). Tax Harmonization in Europe: Moving Forward. *Les notes du conseil d'analyse économique, no. 14*.
- European Commission (2015). *VAT Rates Applied in the Member States of the European Union*. Pobrano z: http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/vat/how_vat_works/rates/vat_rates_en.pdf (dostęp 20.05.2016 r.).
- Eurostat (2014). *Taxation Trends in the European Union. Data for the EU Member States, Iceland and Norway*. Eurostat Statistical Books.
- Eurostat (2015). *Taxation Trends in the European Union. Data for the EU Member States, Iceland and Norway*. Eurostat Statistical Books.
- Faria, A.G.A. (1995). Tax Coordination and Harmonization. W: P. Shome (red.), *Tax Policy Handbook*. Washington: IMF.
- Grabiński, T. (1992). *Metody taksonometrii*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Gravelle, J.G. (2015). Tax Havens: International Tax Avoidance and Evasion. *CSR Report no. R40623*.
- Hitiris, T. (2003). *European Union Economics*. London: Pearson Education.
- Kopits, G. (1992). *Tax Harmonization in the European Community: Policy Issues and Analysis*. Washington: International Monetary Fund.
- Koske, I. (2013). Fiscal Devaluation — Can it Help to Boost Competitiveness? *OECD Economics Department Working Papers, no. 1089*. Paris: OECD Publishing.
- Krajewska, A. (2012). *Podatki w Unii Europejskiej*. Warszawa: PWE.
- Mojena, R. (1977). Hierarchical Grouping Methods and Stopping Rules: an Evaluation. *The Computer Journal, vol. 20, no. 4*.
- OECD (2015). *The State of Public Finances 2015. Strategies for Budgetary Consolidation and Reform in OECD Countries*. Paris: OECD Publishing.
- Oręziak, L. (2007). *Konkurencja podatkowa i harmonizacja podatków w ramach Unii Europejskiej. Implikacje dla Polski*. Warszawa: Wyższa Szkoła Handlu i Prawa im. Ryszarda Łazarzskiego w Warszawie.
- Oręziak, L. (2009). *Finanse Unii Europejskiej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

- Owsiak, S. (1999). *Finanse publiczne. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Owsiak, S. (2008). Harmonizacja podatków bezpośrednich warunkiem integracji gospodarczej Unii Europejskiej. W: U. Płowiec (red.), *Polityka gospodarcza a rozwój kraju*. Warszawa: Polskie Towarzystwo Ekonomiczne.
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.
- Pirvu, D. (2012). *Corporate Income Tax Harmonization in the European Union*. Palgrave Macmillan.
- Stanisz, A. (2007). Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. *Analizy wielowymiarowe, t. 3*. Kraków: StatSoft®.
- Ward, J.H. (1963). Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 58, no. 301.
- ZEW (2014). *Effective Tax Levels Using the Devereux/Griffith Methodology*. Final Report, Mannheim.

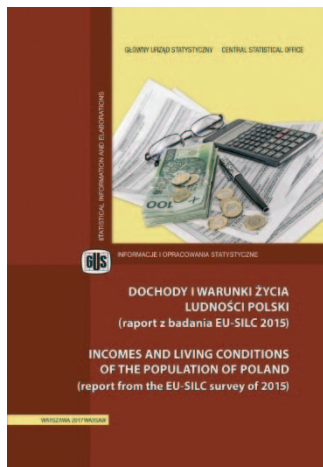
Summary. *The aim of this paper is to analyse tax revenues and examine similarities of selected tax revenues (mainly VAT, CIT, PIT and excise duty) in the European Union countries. The analysis of the EU members concerns the period between 2003 (i.e. the year preceding the biggest enlargement of the EU) and 2012 (due to data completeness). Tax rates and the structure of tax revenues in the EU countries were compared and then the cluster analysis was applied to assess the similarity of tax revenues. The analysis suggests that the process of tax harmonization, which took place in the period considered, did not exert a significant impact on the similarity of the structure of tax revenues in the EU countries. The structure seems to be still determined by e.g. social, economic or historical factors, which influenced the tax systems creation in particular EU countries.*

Keywords: cluster analysis, tax revenues, tax harmonization, hierarchical method.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — kwiecień 2017 r.

Z kwietniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację cykliczną **„Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2015)”** oraz wydanie jednorazowe **„Sytuacja społeczno-ekonomiczna gospodarstw domowych w latach 2000—2015. Zróznicowanie miasto—wieś”**.



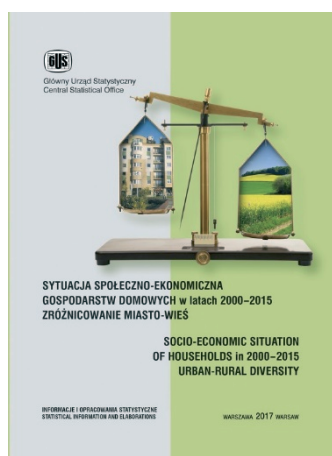
Pierwsza z nich zawiera informacje o warunkach życia ludności w Polsce zaczerpnięte z Europejskiego Badania Warunków Życia (EU-SILC), przeprowadzonego w okresie od maja do lipca 2015 r.

Publikacja składa się z części opisowej zawierającej uwagi metodyczne i rozdziału tabelaryczno-analitycznego. Część metodyczna obejmuje: informacje ogólne o badaniu, opis schematu losowania próby i uogólniania wyników, informacje o jakości i imputacji danych oraz wyjaśnienie podstawowych pojęć i definicji.

W części tabelarycznej podano: wyniki badania rocznych dochodów do dyspozycji oraz ich składowych w ujęciu na jednostkę ekwiwalentną oraz na osobę w gospodarstwie domowym, trudności w zaspokajaniu podstawowych potrzeb, sytuacji mieszkaniowej, wyposażenia w niektóre dobra trwałego użytkowania, korzystania z opieki lekarskiej i samooceny stanu zdrowia osób w wieku 16 lat i więcej. Informacje podano według grup społeczno-ekonomicznych ludności oraz gospodarstw ogółem, klas miejscowości, wielkości gospodarstwa domowego i stopnia urbanizacji oraz regionów.

W opracowaniu zamieszczono również wskaźniki spójności społecznej dla Polski oraz krajów Unii Europejskiej, a także aneks zawierający dane dotyczące bezwzględnych i względnych błędów szacunku dochodów. Ponadto w publikacji znajduje się komentarz dotyczący rozkładu dochodów badanej zbiorowości oraz opis modułu „Uczestnictwo w życiu społecznym i kulturalnym oraz deprivacja materialna”. W module tym przedstawiono informacje na temat zaangażowania osób w wieku 16 lat i więcej w działalność społeczną, kulturalną, polityczną czy sportową.

Raport wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępny jest również na stronie internetowej GUS.



Druga publikacja ma na celu przedstawienie sytuacji społeczno-ekonomicznej gospodarstw domowych w miastach i obszarach wiejskich w Polsce w latach 2000–2015. Stanowi ona kontynuację opracowania „Sytuacja społeczno-ekonomiczna gospodarstw domowych w latach 2000–2011. Zróżnicowanie miasto—wieś”. Zawarto w niej rozszerzony szereg czasowy zmiennych, a analizy i wnioski zweryfikowano na podstawie nowych danych.

Opracowanie przygotowano na podstawie danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych. Badanie to spełnia istotną rolę w analizowaniu warunków życia ludności, dostarczając cennych informacji o: rozchodach, spożyciu ilościowym żywności, przychodach, warunkach mieszkaniowych, zróżnicowaniu dochodów oraz innych aspektach jakości życia grup ludności wyodrębnionych według źródeł dochodów lub miejsca zamieszkania.

Publikacja składa się z komentarza oraz części tabelarycznej, poprzedzonych opisem metodologii badania. W uwagach metodycznych Czytelnicy znajdą omówienie metody i organizacji badania oraz wyjaśnienie podstawowych pojęć, definicji i kategorii ekonomicznych. Wskazano również najważniejsze zmiany metodologiczne wprowadzone w latach 2000–2015.

W części analitycznej przedstawiono wyniki w kilku blokach tematycznych: „Charakterystyka gospodarstw domowych”, „Dochody i wydatki gospodarstw domowych”, „Spożycie produktów żywnościowych”, „Warunki mieszkaniowe”, „Wyposażenie w dobra trwałego użytkowania” oraz „Subiektywna ocena własnej sytuacji materialnej gospodarstw domowych”. Porównano dane dla gospodarstw domowych dla lat 2000 i 2015, a w niektórych przypadkach także dla lat 2005 i 2010. W niektórych zagadnieniach analizę rozszerzono według klas miast. Dla obszarów wiejskich za punkt odniesienia przyjęto niekiedy, obok

miast ogółem, także największe ośrodki miejskie, liczące co najmniej 500 tys. mieszkańców. Część danych zilustrowano na wykresach oraz mapach.

Bogatym uzupełnieniem komentarza opisowego jest część tabelaryczna zawierająca szczegółowe dane ułatwiające analizę warunków życia ludności w podziale na miasta 100—199, 200—499, 500 i więcej tysięcy mieszkańców oraz wieś. Dane w tej części zawierają wyniki dla roku 2000 oraz dla lat 2010—2015. Zakończenie publikacji stanowi słownik podstawowych terminów stosowanych w badaniu.

Opracowanie w języku polskim (dodatkowo wstęp, spis treści oraz słownik terminów w języku angielskim) dostępne jest na stronach internetowych Urzędu. Do wydania w wersji elektronicznej dołączono tablice w formacie MS Excel, które umożliwiają prowadzenie własnych analiz.

W kwietniu br. ukazały się także: „**Aktywność ekonomiczna ludności Polski IV kwartał 2016 r.**”, „**Biuletyn Statystyczny Nr 3/2017**”, „**Budownictwo mieszkaniowe I—IV kwartał 2016 r.**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — luty 2017 r.**”, „**Działalność podmiotów posiadających jednostki zagraniczne w 2015 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2017 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw nr 4/2016**”, „**Nakłady i wyniki przemysłu w 2016 r.**”, „**Poland Quarterly Statistics No. 4/2016**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w marcu 2017 r.**”, „**Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2016 r.**” oraz „**Wiadomości Statystyczne nr 4/2017 (671)**”.

Oprac. Justyna Gustyn

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

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

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

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

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

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

Uprzejmie informujemy, że od 2007 r. „Wiadomości Statystyczne” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

W komunikacie MNiSW z dnia 18 grudnia 2015 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych wraz z liczbą punktów przyznawanych za publikację w tych czasopismach, miesięcznikowi „Wiadomości Statystyczne” przyznano **12 punktów**.

Redakcja oświadcza:

- wersja elektroniczna czasopisma jest jego wersją pierwotną;
- dostęp do pełnej zawartości czasopisma jest otwarty;
- datą publikacji numeru „Wiadomości Statystycznych” w otwartym dostępie w Internecie jest dzienna data jego zamieszczenia na stronie internetowej czasopisma;
- wersja artykułów zamieszczonych w otwartym dostępie jest ich wersją ostateczną;
- **materiały zamieszczone w „Wiadomościach Statystycznych” są chronione prawem autorskim. Przedruk tekstu może nastąpić wyłącznie za zgodą Redakcji. Treści cytowane z „Wiadomości Statystycznych” powinny być opatrzone dokładną informacją o źródle ich pochodzenia.**

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 zamieszczone w artykule oraz konieczne przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu.
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 alfabetu 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, analizie 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 użytkowania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wyników, ich prezentacji i rozpowszechniania 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 oraz 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.