

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
WRZESIEŃ 2017

Nr **9** (676)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
WRZESIEŃ 2017

Nr **9** (676)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpień-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)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

Doktor Halina Dmochowska (1951—2017)	5
--	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Tomasz Klimanek, Marcin Szymkowiak</i> — Podejście kalibracyjne w badaniu losów absolwentów na przykładzie projektu „Kadry dla gospodarki”	7
---	---

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Katarzyna Cheba</i> — Badanie jednorodności rozwoju w regionach i krajach Unii Europejskiej	26
<i>Radosław Piwowarski</i> — Znaczenie partycypacji wyborczej i wykształcenia radnych dla efektywności dostarczania dóbr publicznych przez gminy w Polsce	43
<i>Roman Dyduch</i> — Efektywność finansowa obligacji strukturyzowanych	63
<i>Marcin Salamaga</i> — Podobieństwo struktury wydatków budżetowych województw a ich zrównoważony rozwój	79

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — sierpień 2017 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	94
Do Autorów	96

CONTENTS

PhD Halina Dmochowska (1951—2017)	5
---	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Tomasz Klimanek, Marcin Szymkowiak</i> — Calibration approach in the tracer study on the example of the Staff for Economy project	7
--	---

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Katarzyna Cheba</i> — The study of uniformity of development across regions and countries of the European Union	26
<i>Radosław Piwowarski</i> — The role of voter turnout and education of councillors for the efficiency of public goods delivery by gminas in Poland	43
<i>Roman Dyduch</i> — Financial efficiency of structured bonds	63
<i>Marcin Salamaga</i> — Similarity of budget expenditure structure across voivodships and their sustainable development	79

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of CSO — August 2017 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	94
Information for the Authors	96



9 września 2017 r. zmarła

dr Halina DMOCHOWSKA

Wiceprezes Głównego Urzędu Statystycznego
od 2002 do 2016 r.

W ostatnim okresie pracy pełniła obowiązki Prezesa Urzędu.

Redaktor Główny Komitetu Redakcyjnego GUS
w latach 1997—2016.

Wieloletnia Przewodnicząca Rady Naukowej
„Wiadomości Statystycznych”.

Doktor Halina Dmochowska była zawodowo związana z Głównym Urzędem Statystycznym od 1990 r. W latach 1992—2002 zajmowała stanowisko Dyrektora Departamentu Analiz i Opracowań Zbiorczych GUS. Od 2002 r. sprawowała funkcję Wiceprezesa GUS, a w 2016 r., w ostatnim okresie pracy w Urzędzie, pełniła obowiązki Prezesa.

Pod Jej kierunkiem realizowane były prace analityczne, publikacyjne i dotyczące metodyki w zakresie rachunków narodowych, rachunków ekonomicznych środowiska, statystyki rynku wewnętrznego i handlu zagranicznego, statystyki przedsiębiorstw oraz badań koniunktury gospodarczej. Nadzorowała opracowywanie nowych koncepcji badań, m.in. cen towarów i usług konsumpcyjnych, a także inicjowała działania na rzecz rozwoju statystyki regionalnej. Odpowiadała za wdrażanie do statystyki polskiej Europejskiej Klasyfikacji Terytorialnej do Celów Statystycznych (NUTS), czuwała nad pracami rozwojowymi w zakresie wykorzystania danych administracyjnych w statystyce gospodarczej oraz dotyczącymi ramowego rozporządzenia integrującego statystykę gospodarczą (FRIBS) i wprowadzenia jednostek statystycznych w europejskiej statystyce gospodarczej.

Inicjowała zadania — realizowane następnie pod jej kierunkiem przez zespoły GUS — które miały na celu włączenie statystyki w budowanie potencjału instytucjonalnego służącego rozszerzeniu współpracy z głównymi partnerami i użytkownikami informacji statystycznych w kraju i Unii Europejskiej. W ich efekcie powstały m.in. produkty statystyczne służące polityce rozwoju (m.in. system STRATEG), jak również zapewniony został udział statystyki publicznej w pracach nad projektami dokumentów strategicznych. Zajmowała się ponadto modernizacją i dostosowaniem oferty publikacyjnej oraz form udostępniania i prezentowania informacji do potrzeb odbiorców. Inicjowała powstawanie najważniejszych zbiorczych publikacji i opracowań GUS, syntetyzujących wyniki badań Urzędu; brała również udział w projektowaniu rozwoju statystycznych baz danych.

W swojej działalności zawodowej Pani Prezes pełniła wiele dodatkowych funkcji, m.in. Redaktora Głównego Komitetu Redakcyjnego GUS i Przewodniczącej Rady Naukowej „Wiadomości Statystycznych”, a także uczestniczyła w pracach Zespołu Redakcyjnego „Historii Polski w liczbach”.

Była zaangażowana w przedsięwzięcia dotyczące adaptacji polskiej statystyki do wymogów związanych z członkostwem w UE, koordynowała współpracę z instytucjami i organizacjami międzynarodowymi, w tym z Eurostatem, OECD i agendami ONZ. Brała wielokrotnie udział w posiedzeniach Komitetu ds. Europejskiego Systemu Statystycznego (ESSC) i Konferencji Statystyków Europejskich Europejskiej Komisji Gospodarczej Narodów Zjednoczonych, spotkaniach Komitetu ds. Statystyki i Polityki Statystycznej OECD oraz sesjach plenarnych Komisji Statystycznej ONZ.

Reprezentowała Główny Urząd Statystyczny w pracach Komitetu Przejściennego Zagospodarowania Kraju PAN, Komisji Wspólnej Rządu i Samorządu Terytorialnego oraz wielu zespołów międzyresortowych, m.in. Komitetu ds. Umowy Partnerstwa, Zespołu ds. Strategii „Europa 2020”, Zespołu ds. Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju oraz Zespołu ds. Funduszy Unii Europejskiej.

Doktor Halina Dmochowska została odznaczona Srebrnym i Brązowym Krzyżem Zasługi oraz Złotą Odznaką za Zasługi dla Statystyki RP.

STUDIA METODOLOGICZNE

Tomasz KLIMANEK
Marcin SZYMKOWIAK

Podejście kalibracyjne w badaniu losów absolwentów na przykładzie projektu „Kadry dla gospodarki”

Streszczenie. *Celem pracy jest przedstawienie zastosowania podejścia kalibracyjnego w badaniu losów absolwentów Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, realizowanego w ramach projektu „Kadry dla gospodarki”, w którym partnerem uczelni był Urząd Statystyczny w Poznaniu. Obowiązek przeprowadzenia badania nakładały na szkoły wyższe akty prawne dotyczące monitorowania przebiegu karier zawodowych absolwentów. Kluczowym problemem badania były przypadki niewzięcia w nim udziału absolwentów objętych monitorowaniem, co powodowało obciążenie uzyskanych wyników na skutek występowania błędu nielosowego.*

Wykorzystując kalibrację, stosowaną w badaniach reprezentacyjnych do korygowania wag wynikających ze schematu losowania próby, zaprezentowano, jak poprzez dobór odpowiednich zmiennych pomocniczych można zredukować ujemny wpływ braków odpowiedzi w pełnym badaniu losów absolwentów. W artykule szczegółowo przedstawiono zakres badania, teoretyczne podstawy kalibracji oraz opisano wykorzystanie zmiennych pomocniczych do budowy wag kalibracyjnych, które następnie mogły zostać uwzględnione w procesie tabulacji i graficznej prezentacji wyników. W artykule zaprezentowano również zagadnienia dotyczące oceny jakości precyzji uzyskanych wyników estymacji.

Słowa kluczowe: „Kadry dla gospodarki”, badanie losów absolwentów, kalibracja, braki odpowiedzi.

JEL: C13

Jednym z zadań projektu „Kadry dla gospodarki”, który Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu (UEP) realizował wspólnie z Urzędem Statystycznym

w Poznaniu, było przeprowadzenie badania ankietowego losów absolwentów. Obowiązek monitorowania losów absolwentów nakładała na uczelnie znolizowana w 2011 r. ustawa — Prawo o szkolnictwie wyższym z dnia 8 marca 2011 r.¹. Obecnie — po kolejnej nowelizacji tej ustawy — tego rodzaju obserwację prowadzi Minister Nauki i Szkolnictwa Wyższego na podstawie danych ZUS (art. 13b ust. 2). Uczelniom pozostawiono jednak możliwość prowadzenia monitoringu karier zawodowych absolwentów w celu dostosowywania programu kształcenia do potrzeb rynku pracy².

W przypadku tego rodzaju badań jednym z najważniejszych problemów są braki danych, które mogą zniekształcić uogólnianie wyników dla populacji. Autorzy opracowania — związani z Urzędem Statystycznym i Uniwersytetem Ekonomicznym w Poznaniu — zaproponowali wykorzystanie podejścia kalibracyjnego w badaniu losów absolwentów. Takie podejście zastosowano m.in. do skorygowania wag z losowania w reprezentacyjnej części Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań w 2011 r. (Szymkowiak, 2014). Kalibracja jest również wykorzystywana w innych badaniach statystycznych, np. w EU-SILC³.

Głównym celem artykułu — obok przedstawienia idei kalibracji w badaniach z brakami odpowiedzi — jest szczegółowy opis doboru zmiennych kalibrujących oraz statystyczna analiza wag kalibracyjnych w badaniu losów absolwentów w ramach projektu „Kadry dla gospodarki”, uwzględniająca wybrane aspekty oceny jakości wyznaczonych wag⁴. Autorzy pragną podkreślić, że artykuł ma przede wszystkim charakter aplikacyjny i w swoim podejściu zastosowali procedurę kalibracji omówioną w pracy Wallgrena i Wallgren (2007). Jest to szczególny przypadek estymatora kalibracyjnego opisanego przez Särndala i Lundströma (2005).

KADRY DLA GOSPODARKI

To projekt UEP⁵, finansowany ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego, skierowany do wszystkich studentów studiów dziennych UEP mających obywatelstwo polskie. Za jego cel uznano poprawę

¹ „Art. 13a. Uczelnia monitoruje kariery zawodowe swoich absolwentów w celu dostosowania kierunków studiów i programów kształcenia do potrzeb rynku pracy, w szczególności po trzech i pięciu latach od dnia ukończenia studiów.” — <http://isip.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU20110840455+2011%2410&min=1>.

² <http://isip.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU20051641365>.

³ Europejskie badanie dochodów i warunków życia (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*).

⁴ Autorzy skupili uwagę na analizie rozkładu oraz statystyce opisowej wag przed zastosowaniem procedury kalibracji i po niej. Podjęto również dyskusję na temat metody oceny precyzji uzyskanych oszacowań. W tym celu przedstawione zostały odpowiednie wzory na estymator wariancji estymatora kalibracyjnego wykorzystanego w badaniu losów absolwentów. W artykule pominięto ocenę obciążenia rozpatrywanego estymatora kalibracyjnego. Szczegółowe informacje na temat oceny obciążenia estymatorów kalibracyjnych w badaniach z brakami zamieszczono w monografii Särndala i Lundströma (2005).

⁵ Projekt był realizowany od 1.09.2010 do 30.09.2015 r.

szans absolwentów UEP na dynamicznie zmieniającym się rynku pracy poprzez zwiększenie udziału pracodawców w procesie kształcenia. Działania podjęte w ramach projektu zostały ukierunkowane na stworzenie studentom i absolwentom możliwości poszerzenia i pogłębienia wiedzy oraz umiejętności uzyskanych w czasie studiów, a także na zdobycie doświadczenia zawodowego. Projekt obejmował⁶:

- staże studenckie i absolwenckie, których głównym celem było zorganizowanie płatnych praktyk podnoszących kwalifikacje studentów u różnego rodzaju pracodawców (włączając w to partnera projektu — Urząd Statystyczny w Poznaniu), w wymiarze 180 godzin przez 3 miesiące;
- dodatkowe zajęcia z matematyki i fizyki, których podstawowym zadaniem było ugruntowanie i wyrównanie wiedzy studentów I roku na poziomie szkoły ponadgimnazjalnej w zakresie zgodnym z wymaganiami każdego kierunku studiów;
- udział pracodawców w dostosowaniu treści kształcenia do potrzeb rynku pracy, m.in. poprzez: wykłady otwarte (połączenie teorii z praktyką), warsztaty specjalistyczne z praktykami biznesu, badanie losów absolwentów oraz stopnia dostosowania umiejętności studentów do potrzeb przyszłych pracodawców;
- rozszerzenie oferty Biura Karier UEP o działalność związaną z doradztwem i pośrednictwem w znalezieniu pracy, badaniem profilu potencjału zawodowego itp.;
- otwarcie i prowadzenie kierunku studiów „Gospodarka turystyczna”;
- dostosowanie infrastruktury edukacyjnej do potrzeb osób niepełnosprawnych.

BADANIE LOSÓW ABSOLWENTÓW

Jednym z kluczowych działań w ramach projektu „Kadry dla gospodarki” był, jak wspomniano wcześniej, udział pracodawców w dostosowaniu treści kształcenia do potrzeb rynku pracy. Ten element projektu obejmował: organizację wykładów otwartych, warsztatów prowadzonych przez pracodawców, analizy stopnia dostosowania umiejętności studentów do potrzeb przyszłych pracodawców, badania losów absolwentów itp.

Ważną częścią projektu „Kadry dla gospodarki” było badanie losów absolwentów, co — jak już wspomniano — wynikało z obowiązujących wówczas aktów prawnych. Uczelnie zainteresowane były tym, jak wiedzie się na rynku pracy ich absolwentom, na ile wiedza zdobyta podczas studiów jest przydatna w pracy zawodowej oraz jakie otrzymują wynagrodzenia. Informacje te pomagają uczelniom w dostosowywaniu treści programowych do dynamicznie zmieniających się warunków na rynku pracy.

⁶ Szczegółowe informacje na temat projektu „Kadry dla gospodarki” można znaleźć na stronie www.kdg.ue.poznan.pl.

Badaniem losów absolwentów UEP objęto wszystkich studentów studiów stacjonarnych I i II stopnia. Samo badanie przebiegało wieloetapowo, a absolwentów pytano o rozmaite kwestie dotyczące przede wszystkim ich aktywności zawodowej, mobilności zawodowej i przestrzennej, statusu na rynku pracy, kompetencji nabytych w czasie studiów i wykorzystywanych w pracy zawodowej oraz oceny uczelni i jakości kształcenia na UEP.

Bezpośrednio po ukończeniu studiów absolwenci wypełniali pierwszą ankietę, wyrażając przy okazji zgodę na udział w dalszym badaniu. Drugie badanie przeprowadzono rok po ukończeniu studiów, kolejne — trzy lata po studiach, a następne pięć lat po ukończeniu UEP. W badaniu wykorzystano specjalnie utworzony kwestionariusz ankietowy w programie IBM SPSS Data Collection, a każdy absolwent otrzymywał e-mail z linkiem kierującym do formularza znajdującego się na serwerze UEP. Szczegółowy opis metodologii badania podają Białowas, Buttler, Klimanek i Szwarz (2012).

DYLEMATY DOTYCZĄCE BADANIA LOSÓW ABSOLWENTÓW

Badanie losów absolwentów UEP było z założenia badaniem pełnym — objęto nim wszystkich studentów studiów stacjonarnych I i II stopnia⁷. Jak każde badanie prowadzone drogą internetową (CAWI — Computer Assisted Web Interviewing) ma swoje zalety i wady. Do zalet można zaliczyć relatywnie niskie koszty oraz szybkość uzyskania wyników, z kolei do wad — niski wskaźnik odpowiedzi, co może wpływać na obciążenie uzyskanych szacunków⁸. Problem ten, choć niewątpliwie bardzo ważny, nie będzie jednak w artykule poruszany⁹. Wynika to z przyjętego charakteru badania, a ponadto badacze dysponowali informacjami na temat kilku ważnych cech wszystkich absolwentów (takich jak płeć, ukończony wydział czy średnia ze studiów). Kluczowym problemem, jaki należało rozwiązać w tym badaniu, były niewypełnione ankiety (braki danych) niektórych absolwentów. Wynikać to mogło z wielu przyczyn, do których można zaliczyć: zmianę adresu e-mailowego absolwenta, niechęć do wzięcia udziału w badaniu lub brak czasu czy nieodczytanie wiadomości zachęcającej do wzięcia udziału w badaniu (np. wskutek przechwycenia jej przez filtr antyspamowy).

Tablica 1 pokazuje udział absolwentów studiów II stopnia w dwóch edycjach badania ich losów zawodowych.

⁷ Procedura wyznaczania wag kalibracyjnych, a także przedstawione wyniki dotyczą jedynie absolwentów studiów II stopnia.

⁸ Należy zwrócić uwagę, że w przypadku badań losów absolwentów ten wskaźnik jest dosyć wysoki i przede wszystkim wynika z więzi, jaka w tego typu badaniach łączy respondentów i uczelnie.

⁹ Czytelnika zainteresowanego zagadnieniami związanymi z brakami danych, ich wpływem na estymację nieznanymi parametrów, a także metodami ograniczania oddziaływania tego rodzaju błędów nielosowych odsyłamy do bogatej literatury przedmiotu (Särndal i Lundström, 2005, 2008; Kott, 2016).

**TABL. 1. UDZIAŁ ABSOLWENTÓW UEP W BADANIU LOSÓW
ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA W LATACH 2012—2014**

Edycja	Razem	Niewzięcie udziału w badaniu	Częściowe wypełnienie ankiety	Całkowite wypełnienie ankiety
W liczbach bezwzględnych				
2012/13	696	170	76	450
2013/14	1073	395	135	543
W odsetkach				
2012/13	100,0	24,4	10,9	64,7
2013/14	100,0	36,8	12,6	50,6

Źródło: opracowanie własne.

Z tabl. 1 wynika, że ok. 25% absolwentów UEP nie wzięło udziału w badaniu w edycji 2012/13. Z kolei w edycji 2013/14 nie udało się uzyskać informacji od blisko 37% z nich. Należy jednak podkreślić, że dysponowano pewnymi informacjami dotyczącymi absolwentów, którzy nie uczestniczyli w badaniu (takimi jak płeć, średnia ze studiów czy rodzaj ukończonego wydziału/kierunku). Było to szczególnie istotne z punktu widzenia możliwości zastosowania kalibracji do uogólniania wyników, o czym będzie mowa w dalszej części artykułu.

Można również zauważyć, że niektórzy absolwenci biorący udział w badaniu tylko częściowo wypełnili ankietę. Takich ankiet — w stosunku do całości — nie było jednak zbyt dużo. Braki odpowiedzi dotyczyły zazwyczaj pojedynczych punktów.

Naturalnym pytaniem, które należało sobie postawić, było to, w jaki sposób radzić sobie w badaniu z absolwentami, którzy z różnych powodów nie wzięli w nim udziału. Oprócz prób ponownego kontaktu drogą e-mailową, zasadne wydawało się wykorzystanie statystycznych technik niwelowania ujemnego wpływu braków odpowiedzi, do których można zaliczyć imputację czy metody polegające na ważeniu. W ankietowaniu, obok nielicznych pozycyjnych braków danych (*item nonresponse*), występowały także liczne braki danych dla całych rekordów (*unit nonresponse*), dlatego ostatecznie zdecydowano się skorzystać z kalibracji, która jest jedną z metod wykorzystywanych w badaniach statystycznych z brakami odpowiedzi (Piasecki, 2014).

TEORETYCZNE PODSTAWY KALIBRACJI

W badaniach statystycznych (zarówno częściowych, jak i pełnych) odmowy i braki odpowiedzi stanowią jedno z najważniejszych źródeł błędów nielosowych. Zmniejszając one efektywną liczebność próby, zniekształcają rozkłady analizowanych zmiennych, powodują występowanie obciążenia szacowanych parametrów, a także zwiększają wariancję wykorzystywanych estymatorów, przez co zmniejsza się precyzja oszacowań.

Jedną z metod umożliwiających redukcję obciążenia i zwiększenie precyzji szacunku na skutek występowania braków informacji jest kalibracja, której podstawy teoretyczne zostały zaproponowane przez Deville'a i Särndala (1992).

Zgodnie z definicją zaproponowaną przez Särndala i Lundströma (2005) kalibracja to metoda polegająca na korygowaniu wag wyjściowych wynikających ze schematu losowania próby, tak aby spełnione były odpowiednie równania kalibracyjne w odniesieniu do zmiennych pomocniczych. W wyniku jej zastosowania najczęściej udaje się zredukować obciążenie i wariancję estymatorów wykorzystywanych w uogólnianiu wyników.

W klasycznym ujęciu wyznaczanie wag kalibracyjnych oparte jest na odpowiednio dobranej funkcji odległości, która minimalizuje odległość między wyjściowymi wagami wynikającymi ze schematu losowania próby a tzw. wagami kalibracyjnymi (Särndal, 2007). Wykorzystuje się przy tym najczęściej funkcję odległości opartą na tzw. metryce chi-kwadrat. W dalszej części artykułu kalibracja zostanie opisana od strony teoretycznej¹⁰.

Niech dana będzie N -elementowa populacja $U = \{1, \dots, N\}$. Z populacji tej losujemy zgodnie z określonym schematem losowania n -elementową próbę $s \subseteq U$. Niech π_i oznacza prawdopodobieństwo inkluzji i -tej jednostki do próby, tzn. $\pi_i = \sum_{s \in A(k)} P(s)$, gdzie $P(s)$ oznacza rozkład prawdopodobieństwa określony dla prób Ω , który dla każdej $s \in \Omega$ spełnia warunki $P(s) \geq 0$ i $\sum_{s \in \Omega} P(s) = 1$ oraz $A(k) = \{s : k \in s\}$. Niech ponadto d_i będzie wagą odpowiadającą jednostce i , czyli $d_i = \frac{1}{\pi_i}$.

Żałujemy, że celem badania jest oszacowanie wartości globalnej pewnej zmiennej y , określonej wzorem:

$$Y = \sum_U y_i \quad (1)$$

gdzie y_i — wartość zmiennej y dla i -tej jednostki badania, $i = 1, \dots, N$.

Klasycznym estymatorem wartości globalnej (1) jest znany z metody reprezentacyjnej estymator Horvitz-Thompsona, który wyraża się wzorem:

$$\hat{Y}_{HT} = \sum_s d_i y_i \quad (2)$$

¹⁰ Autorzy rozważają szczególnie przypadek estymatora kalibracyjnego wartości globalnej dla tzw. funkcji odległości chi-kwadrat. Zarówno w części teoretycznej, jak i empirycznej rozpatrują możliwość jego modyfikacji w badaniach pełnych poprzez odpowiednie przyjęcie wag wyjściowych d podlegających procesowi kalibracji. Literatura z zakresu estymacji w badaniach statystycznych z brakami odpowiedzi i odpowiednim wykorzystaniem zmiennych pomocniczych w konstrukcji poszczególnych estymatorów jest jednak niezwykle bogata i znacznie wykracza poza ramy niniejszego opracowania. Szczegółowy opis estymatorów wykorzystujących zmienne pomocnicze na potrzeby estymacji parametrów w badaniach statystycznych z brakami odpowiedzi zainteresowany Czytelnik znajdzie w wielu pracach (m.in. Särndal, Swensson i Wretman, 1992; Chang i Kott, 2008, 2010).

Jeżeli nie są znane wszystkie wartości zmiennej y dla jednostek wylosowanych do próby (np. na skutek braków odpowiedzi), estymator Horvitz-Thompsona może charakteryzować się znacznym obciążeniem i dużą wariancją. Wynika to na ogół z faktu, że braki informacji nie mają charakteru czysto losowego, a powstałe błędy są konsekwencją różnic pomiędzy respondentami i nierespondentami (w naszym badaniu pomiędzy absolwentami, którzy zdecydowali się wziąć udział w badaniu, a tymi, którzy z różnych powodów tego nie zrobili). Zmniejsza się ponadto efektywna liczebność próby, co w konsekwencji powoduje, że sumowanie we wzorze (2) nie odbywa się po zbiorze wszystkich jednostek, które miały wziąć udział w badaniu, a tylko po zbiorze respondentów $r \subseteq s$. Zakładać przy tym będziemy, że jest to zbiór m -elementowy, przy czym $m \leq n$. W efekcie ważona suma (2) jest najczęściej niedoszacowana w stosunku do prawdziwej wartości (1). Wagi d_i powinny zatem zostać odpowiednio skorygowane (skalibrowane), aby zredukować obciążenie wynikające z braków odpowiedzi.

Oznaczmy przez w_i poszukiwaną wagę (tzw. wagę kalibracyjną) odnoszącą się do i -tego respondenta, $i=1, \dots, m$. Naszym celem jest poszukanie wag w_i w taki sposób, aby były możliwie jak najbliższe, co do wartości, wyjściowym wagom d_i i aby zmniejszały obciążenie będące konsekwencją występowania braków odpowiedzi. Konstrukcja wag kalibracyjnych uzależniona jest od wyboru odpowiedniej funkcji odległości. W literaturze przedmiotu — na potrzeby wyznaczania wag kalibracyjnych — przyjmuje się najczęściej tzw. funkcję odległości chi-kwadrat:

$$D(\mathbf{w}, \mathbf{d}) = \sum_r \frac{(w_i - d_i)^2}{d_i} \quad (3)$$

gdyż umożliwia to uzyskanie wektora wag kalibracyjnych w jawnej postaci. Można pokazać (Deville i Särndal, 1992; Szymkowiak, 2007), że dla tej funkcji odległości składowe wektora wag kalibracyjnych wyrażają się wzorem:

$$w_i = d_i + d_i \left(\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}} \right)^T \left(\sum_r d_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \mathbf{x}_i \quad (4)$$

przy czym \mathbf{X} to wektor utworzony z wartości globalnych zmiennych pomocniczych x_1, \dots, x_k , czyli

$$\mathbf{X} = \left(\sum_U x_{i1}, \sum_U x_{i2}, \dots, \sum_U x_{ik} \right)^T \quad (5)$$

\hat{X} jest wektorem złożonym z oszacowanych wartości globalnych zmiennych pomocniczych:

$$\hat{X} = \left(\sum_r d_i x_{i1}, \sum_r d_i x_{i2}, \dots, \sum_r d_i x_{ik} \right)^T \quad (6)$$

a

$$\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ik})^T \quad (7)$$

jest wektorem złożonym z wartości wszystkich k zmiennych pomocniczych dla i -tego respondenta, $i=1, \dots, m$. Estymator kalibracyjny wartości globalnej (1) wyraża się wówczas wzorem:

$$\hat{Y}_X = \sum_r w_i y_i \quad (8)$$

Jedną z zalet, wyznaczonych na podstawie funkcji odległości (3) wag kalibracyjnych (4), jest możliwość uzyskania ich wprost ze wzoru. Wagi te jednak w pewnych sytuacjach wykazują niepożądane właściwości, np. mogą być ujemne dla niektórych respondentów bądź odstające (tzn. znacznie różnić się od wag wyjściowych wynikających ze schematu losowania próby). Na wagi¹¹ zatem nakłada się czasami warunki ograniczające — wymusza się, aby znajdowały się w pewnym z góry określonym przedziale, co zapobiega występowaniu wag ujemnych i odstających. Takie podejście zazwyczaj nie zapewnia uzyskania wag w jawnej postaci i zachodzi potrzeba korzystania z metod iteracyjnych w poszukiwaniu wektora wag kalibracyjnych. Problem ten omówili Deville i Särndal (1992).

Kluczową kwestią w odniesieniu do estymatora kalibracyjnego wyrażonego wzorem (8) jest ocena jego wariancji. W monografii Särndala i Lundströma (2005) zagadnieniu temu poświęcono cały rozdział. Zgodnie z ich propozycją estymator wariancji estymatora kalibracyjnego (8) może być wyrażony jako:

$$\hat{V}(\hat{Y}_X) = \hat{V}_{sam} + \hat{V}_{nr} \quad (9)$$

¹¹ Dokładniej na iloraz wag kalibracyjnych w_i i wag wynikających ze schematu losowania próby d_i , czyli w_i/d_i .

Estymator wariancji (9) uwzględnia zatem w swojej konstrukcji dwa źródła losowości — będące konsekwencją planu losowania oraz rozkładu generowanego przez braki odpowiedzi. Pierwszy z komponentów można opisać następującym wzorem:

$$\hat{V}_{sam} = \sum_r \sum_r (d_i d_j - d_{ij}) (v_i \hat{e}_i) (v_j \hat{e}_j) - \sum_r d_i (d_i - 1) v_i (v_i - 1) (\hat{e}_i)^2 \quad (10)$$

a drugi jako:

$$\hat{V}_{nr} = \sum_r v_i (v_i - 1) (d_i \hat{e}_i)^2 \quad (11)$$

gdzie:

$$\hat{e}_i = y_i - \mathbf{x}_i^T \left(\sum_r d_i v_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \left(\sum_r d_i v_i \mathbf{x}_i y_i \right) \quad (12)$$

$$v_i = 1 + \lambda_r^T \mathbf{x}_i \quad (13)$$

$$\lambda_r^T = (\mathbf{X} - \hat{\mathbf{X}})^T \left(\sum_r d_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \quad (14)$$

$d_{ij} = 1 / \pi_{ij}$, a π_{ij} oznacza prawdopodobieństwo inkluzji drugiego rzędu.

Przedstawione rozważania dotyczące estymatora kalibracyjnego wartości globalnej (8) oraz jego wariancji (9) można przenieść w dość łatwy sposób na przypadek estymacji wartości globalnej w odpowiednich domenach. Przykładowo, możemy być zainteresowani oszacowaniem charakterystyki absolwentów według wydziałów, które definiują domeny. Załóżmy w dalszym ciągu, że $U_1, U_2, \dots, U_q, \dots, U_Q$ oznaczają odpowiednie domeny. Celem jest oszacowanie wartości globalnej Y_q zmiennej y w każdej domenie oddzielnie, $q=1, 2, \dots, Q$.

Wartość globalną zmiennej y w odpowiedniej domenie można zdefiniować w następujący sposób:

$$Y_q = \sum_U y_{qi} \quad (15)$$

gdzie

$$y_{qi} = \begin{cases} y_i & \text{dla } i \in U_q \\ 0 & \text{dla } i \in U / U_q \end{cases} \quad (16)$$

Estymatorem kalibracyjnym wartości globalnej (15) w domenie U_q jest zatem statystyka postaci:

$$\hat{Y}_q = \sum_U w_i y_{qi} = \sum_{U_q} w_i y_i \quad (17)$$

gdzie y_{qi} zdefiniowano wzorem (16). Estymator wariancji estymatora kalibracyjnego wartości globalnej w domenie można przedstawić w postaci wzoru (9), zastępując y_i poprzez y_{qi} . Wartości reszt zdefiniowanych w równaniu (12) stają się zatem uzależnione od domeny, do której należy wylosowana do próby jednostka badania (Särndal i Lundström, 2005).

Opisana procedura wyznaczania wag kalibracyjnych dotyczyła sytuacji, w której występowały braki danych, ale dysponowaliśmy informacjami z badania reprezentacyjnego, tzn. istniały wagi wyjściowe d_i wynikające ze schematu losowania próby. W badaniach pełnych (takich jak spisy czy omówione w artykule badanie losów absolwentów) również mamy do czynienia z problemem braków danych, więc zastosowanie właściwych metod ważenia jest szczególnie ważne z punktu widzenia końcowych wyników. Możliwość wykorzystania podejścia kalibracyjnego w badaniach pełnych z brakami danych, których obecność jest konsekwencją niewzięcia udziału w badaniu części respondentów, polega na zastosowaniu odpowiedniego sposobu konstrukcji wyjściowych wag d_i podlegających kalibracji. W tego typu badaniach nie dokonuje się losowania próby. W badaniach pełnych, z uwagi na to, że badana jest cała populacja, każdej jednostce z tej populacji można zatem przypisać wagę równą 1, czyli $d_i = 1$ dla $i = 1, \dots, N$. Dotyczy to zarówno sytuacji, gdy wszystkie jednostki z populacji uczestniczą w badaniu, jak i przypadku, w którym część jednostek odmawia bądź z innych powodów nie bierze w nim udziału. W sytuacji gdy mamy do czynienia z brakami danych będącymi konsekwencją niewzięcia udziału w badaniu, można postąpić jednak w następujący sposób: wszystkim jednostkom nieprzystępującym do badania przypisać wagę 0 i pozostawić wagi 1 pozostałym. Tak ustalony wektor wag można następnie poddać procesowi przeważania, korzystając z opisanej idei podejścia kalibracyjnego. Zabieg ten umożliwi publikację końcowych tabel czy wykresów bez kategorii „brak danych” dla wielu zmiennych, z wyjątkiem zmiennych, w odniesieniu do których dla niektórych jednostek biorących udział w badaniu stwierdzono występowanie pozycyjnych braków danych.

Algorytm wyznaczania wag kalibracyjnych w badaniach pełnych, w których mamy do czynienia z zagadnieniem braków danych wraz z egzemplifikacją, został szczegółowo omówiony przez Wallgrena i Wallgren (2007). Można go również znaleźć w publikacji Józefowskiego i Szymkowiaka (2012). W tym artykule zostaną przedstawione najważniejsze kroki procedury wyznaczania wag kalibracyjnych dla badania pełnego, w którym z różnych powodów nie bierze udziału część jednostek:

1. Ustalenie wyjściowych wag d_i , które podlegać będą procesowi kalibracji. Wagi d_i ustala się w następujący sposób:

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{dla } i \in r \\ 0 & \text{dla } i \notin r \end{cases} \quad (18)$$

We wzorze (18) r oznaczać będzie zbiór respondentów. W przypadku badania losów absolwentów UEP, r oznacza tych absolwentów, którzy zdecydowali się wziąć udział w badaniu i wypełnić kwestionariusz ankietowy w wersji elektronicznej (zbiór ten obejmuje zarówno tych, którzy wypełnili cały kwestionariusz, jak i tych, którzy odpowiedzieli tylko na niektóre pytania). Dla przykładu, w edycji 2012/13 zbiór r składał się z 526 absolwentów, a w edycji 2013/14 — z 678 (por. tabl. 1).

2. Wybór zmiennych pomocniczych x_1, \dots, x_k , które zostaną wykorzystane do konstrukcji wektora X złożonego z ich wartości globalnych.
3. Wyznaczenie wag kalibracyjnych w_i , np. przy wykorzystaniu wzoru (4), oraz posłużenie się nimi w procesie estymacji — uogólniania wyników na całą zbiorowość.
4. Wykorzystanie wyznaczonych wag kalibracyjnych w_i do obliczenia wartości ocen średnich błędów szacunku — pierwiastka z $\hat{V}(\hat{Y}_X)$ — oraz oceny względnego błędu szacunku CV określonego w następujący sposób:

$$CV = \frac{\sqrt{\hat{V}(\hat{Y}_X)}}{\hat{Y}_X} \quad (19)$$

z wykorzystaniem wzoru (9) na estymator wariancji estymatora kalibracyjnego. Należy przy tym zwrócić uwagę, że ze względu na fakt, iż badanie losów absolwentów jest badaniem obejmującym pełną populację, oceny średnich błędów szacunku mierzyć będą precyzję oszacowań uwzględniającą jedynie losowość estymatora wynikającą z faktu istnienia braków odpowiedzi. W tym celu na potrzeby estymacji wariancji estymatora kalibracyjnego można skorzystać z drugiego składnika we wzorze (9), pomijając źródło losowości wynikające z planu losowania, czyli skorzystać jedynie ze wzoru (11).

PROCEDURA BADAWCZA KALIBRACJI WAG W BADANIU LOSÓW ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA

Jak wcześniej wspomniano, w badaniu losów absolwentów nie zastosowano schematu losowania próby — objęto nim wszystkich absolwentów UEP. Niestety z różnych powodów nie wszyscy absolwenci wzięli w nim udział.

Ze względu na to, że znane były informacje o płci, ukończonym wydziale czy kierunku i średniej ocen wszystkich absolwentów, a także o tym, czy w trak-

cie studiów wykonywali pracę, czy nie¹², możliwe stało się jednak wykorzystanie tych informacji w charakterze zmiennych pomocniczych. W pierwszej kolejności utworzono jednak wektor wag wyjściowych d , zgodnie z opisaną wcześniej procedurą. Wagi wyjściowe podlegające kalibracji zostały utworzone w następujący sposób — dychotomiczna waga początkowa przyjmująca wartość 1 dla wszystkich absolwentów, którzy wzięli udział w badaniu (respondenci), oraz wartość 0 dla tych, którzy w nim nie uczestniczyli. W kolejnym kroku dokonano wyboru zmiennych pomocniczych, które w podejściu kalibracyjnym odgrywają szczególną rolę. Ze względu na dostępność pewnych informacji dla wszystkich absolwentów zdecydowano się ostatecznie wykorzystać w charakterze zmiennych pomocniczych następujące cechy:

- płeć,
- średnią ocen ze studiów (przyjęto dwa warianty: średnia do 4,1 oraz średnia powyżej 4,1),
- ukończony wydział (Wydział Towaroznawstwa — WT, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej — WIGE, Wydział Zarządzania — WZ, Wydział Ekonomii — WE oraz Wydział Gospodarki Międzynarodowej — WGM).

Wyboru tego zestawu zmiennych kalibrujących spośród zmiennych dostępnych dla wszystkich absolwentów dokonano na podstawie analizy ich siły różnicowania zbiorowości na respondentów i nierespondentów. W tym celu posłużono się testem niezależności chi-kwadrat, przy czym w przypadku średniej oceny ze studiów oraz ukończonego wydziału dokonano odpowiedniej dychotomizacji rozważanych pierwotnie zmiennych¹³. Wymienione zmienne charakteryzowały się największymi wartościami mierników asocjacji z faktem zaklasyfikowania absolwenta jako respondenta lub nierespondenta. Na potrzeby kalibracji zastosowano makro CALMAR napisane w języku 4GL w programie SAS. Informacje na ten temat, które wykorzystano również w kalibracji wag w Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań 2011, można znaleźć w artykule Szymkowiaka (2014). Dzięki zastosowaniu opisaney procedury kalibracji możliwe było odtworzenie struktury populacji absolwentów studiów II stopnia UEP określonych przez kombinacje zmiennych kalibrujących¹⁴.

Tablica 2 przedstawia statystykę opisową wag wyjściowych d_i oraz wag kalibracyjnych w_i w badaniu losów absolwentów studiów II stopnia w edycji 2013/14. Dokonując analizy zawartych tam danych, można zauważyć, że wyznaczone wagi kalibracyjne sumują się do liczby absolwentów studiów II stopnia UEP edycji 2013/14 (por. tabl. 1). Co więcej, wagi te odtwarzają znane li-

¹² Projekt „Kadry dla gospodarki” nakładał na każdego studenta obowiązek wypełnienia odpowiedniej ankiety. W badaniu losów absolwentów możliwe było zatem połączenie informacji z kwestionariusza ankietowego wysyłanego drogą e-mailową z danymi pochodzącymi z tej ankiety oraz z danymi z dziekanatów poszczególnych wydziałów (np. na temat płci czy średniej).

¹³ Wśród tych zmiennych były m.in.: specjalność studiów, perspektywa czasowa dotycząca podjęcia pracy po studiach czy minimalna akceptowalna płaca.

¹⁴ De facto oznaczało to spełnienie tzw. równań kalibracyjnych stanowiących fundament teorii kalibracji.

czebności według płci, ukończonego wydziału oraz średniej ocen, a także w ich przekrojach. Skoro odtwarzają one znane wartości ogólne dla całej zbiorowości absolwentów studiów II stopnia w odniesieniu do wybranych zmiennych pomocniczych, to zgodnie z ideą kalibracji powinny niwelować negatywny wpływ braków odpowiedzi na obciążenie i wariancję uzyskanych szacunków (Särndal i Lundström, 2005, s. 56—58) dla zmiennych, które podlegały pomiarowi w elektronicznym kwestionariuszu ankietowym, a były znane tylko w odniesieniu do respondentów.

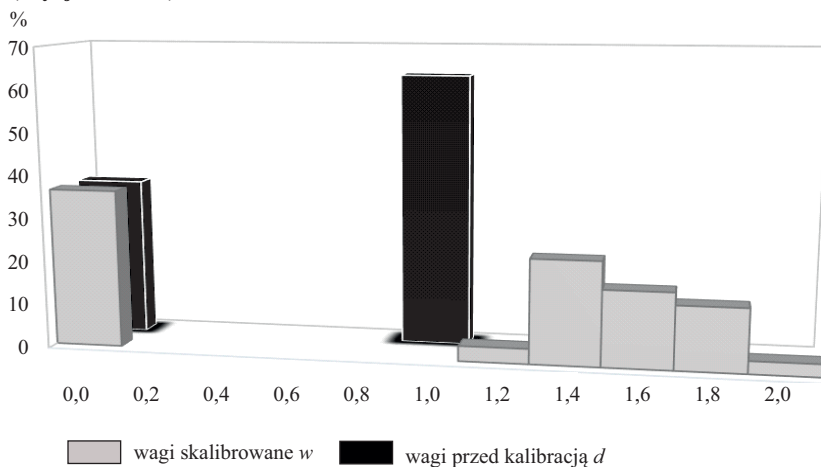
TABL. 2. STATYSTYKA OPISOWA WAG WEJŚCIOWYCH d_i I KALIBRACYJNYCH w_i W BADANIU LOSÓW ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA W EDYCJI 2013/14

Wagi	Minimum	Maksimum	Mediana	Suma	Średnia
Oryginalna d_i	0	1	1	678	0,63
Kalibracyjna w_i	0	2	1,46	1073	1

Źródło: jak przy tabl. 1.

Uzupełnieniem informacji zawartych w tej tabelicy jest wykr. 1 obrazujący rozkład wag przed kalibracją i po jej zastosowaniu. Ograniczono się przy tym do przedstawienia rozkładu wag d_i oraz w_i z badania losów absolwentów studiów II stopnia (edycja 2013/14).

Wykr. 1. ROZKŁAD WAG WYJŚCIOWYCH d_i ORAZ WAG SKALIBROWANYCH w_i W BADANIU LOSÓW ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA UEP (edycja 2013/14)^a



^a Wartości na osi odciętych oznaczają środki odpowiednich przedziałów.

Źródło: opracowanie własne.

Po zastosowaniu kalibracji zmianie ulega rozkład wag. Warto zauważyć, że absolwenci, którzy nie wzięli udziału w badaniu i mieli przypisaną wagę wyjściową $d=0$, również po kalibracji mają taką samą wagę. Zmianie ulegają tylko wagi przypisane do absolwentów biorących udział w badaniu (respondentów), którym wstępnie ustalono wagę $d=1$.

WYNIKI BADANIA LOSÓW ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA UEP

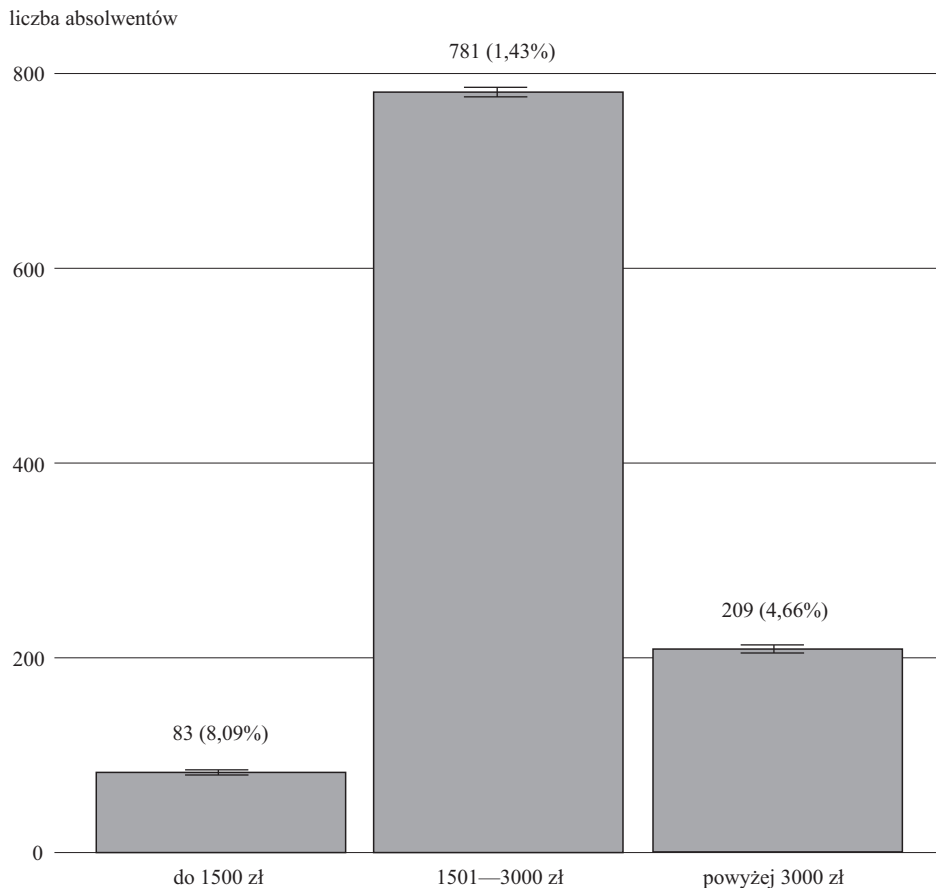
Wyznaczenie wag kalibracyjnych powinno umożliwić zmniejszenie obciążenia będącego efektem niewzięcia udziału w badaniu przez niektórych absolwentów. Utworzone wagi można zastosować do sporządzania różnego rodzaju zestawień, a także oszacowania najważniejszych miar statystycznych w odniesieniu do pytań zadanych absolwentom w elektronicznym kwestionariuszu ankietowym.

Na wyk. 2 i 3 przedstawiono odpowiedzi na dwa wybrane pytania z elektronicznego kwestionariusza ankietowego po zastosowaniu wag kalibracyjnych. Pytano m.in. o to, jaką minimalną płacę brutto byłoby w stanie zaakceptować absolwent studiów II stopnia UEP oraz czy w trakcie studiów podejmował jakkolwiek staż lub praktykę¹⁵. W nawiasach, obok oceny punktowej estymatora kalibracyjnego, podano wartość oceny względnego błędu szacunku CV wyznaczonego zgodnie ze wzorem (19). Na wykresach przedstawiono — w postaci „wąsów” dolnej i górnej granicy — również wartość oceny średniego błędu szacunku.

Dane z wyk. 2 pokazują, że zdecydowana większość absolwentów studiów II stopnia UEP edycji 2013/14 przy podejmowaniu stałej pracy byłaby skłonna zaakceptować minimalną płacę brutto z przedziału 1501—3000 zł. Jedynie 83 absolwentów byłoby skłonnych podjąć stałą pracę za 1500 zł brutto, a 209 za płacę przekraczającą 3000 zł. Wyznaczone oceny względnych błędów szacunku świadczą o akceptowalnej precyzji oszacowań. Kierowano się przy tym wskazaniami, jakie GUS przyjmuje odnośnie do precyzji szacunków. Zgodnie z tymi wytycznymi oszacowania, dla których $CV < 10\%$, można uznać za wiarygodne. Oszacowania, dla których CV przyjmuje wartości z przedziału 10—20%, należy interpretować ze szczególną ostrożnością. Z kolei do oszacowań, dla których $CV > 20\%$, należy podchodzić sceptycznie i powinny być one publikowane tylko w postaci zagregowanej, np. przez połączenie z innym, pozostającym w logicznym związku wariantem cechy (GUS, 2013).

¹⁵ W artykule przedstawiono ideę konstrukcji wag kalibracyjnych estymatora kalibracyjnego wartości globalnej dla całej populacji z wykorzystaniem właściwych zmiennych pomocniczych. Na potrzeby oszacowania wartości globalnej odpowiednich zmiennych autorzy skorzystali ze wzoru (15), gdyż szacunki odnosiły się także do pewnych podpopulacji.

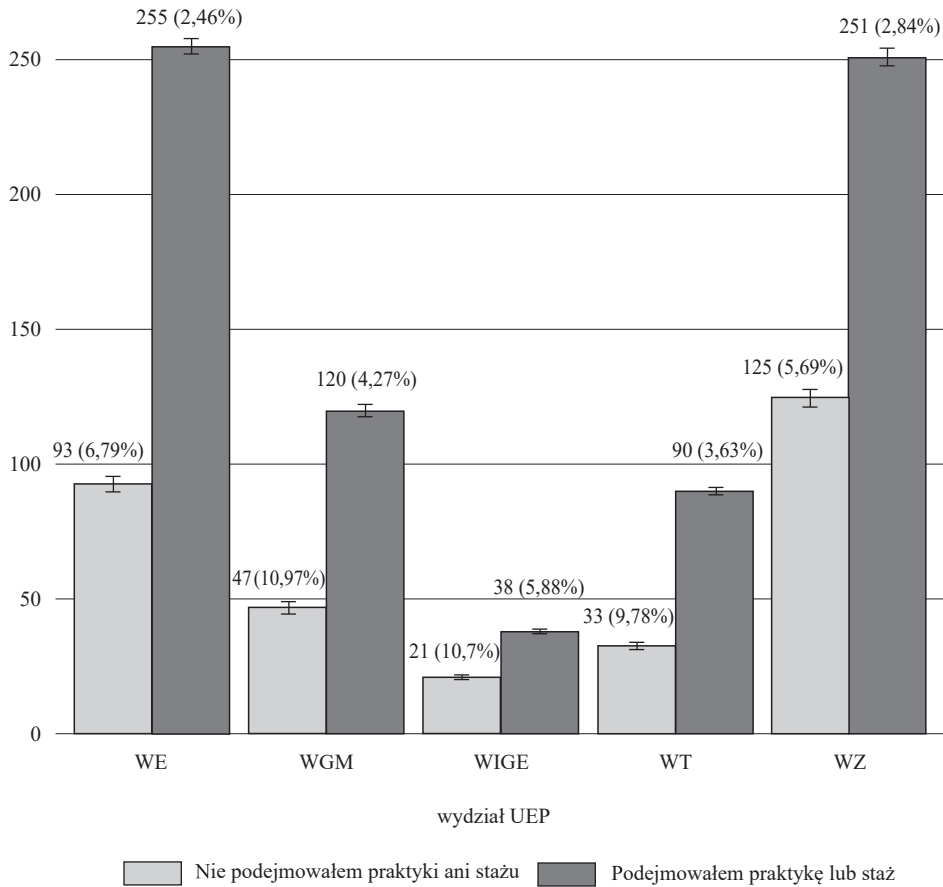
Wykr. 2. OSZACOWANA LICZBA ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA UEP (edycja 2013/14). PYTANIE: „JAKĄ MINIMALNĄ PŁACĘ BYŁBYŚ W STANIE ZAAKCEPTOWAĆ, PODEJMUJĄC STAŁĄ PRACĘ?”



Źródło: jak przy wykr. 1.

Analiza danych z wykr. 3 pozwala zauważyć, że bez względu na wydział, na którym studiowali badani absolwenci, większość z nich w czasie studiów podejmowała staż lub praktykę. W odniesieniu do wydziałów Ekonomii, Gospodarki Elektronicznej, Towaroznawstwa oraz Zarządzania odsetek absolwentów, którzy podejmowali staż lub praktykę, wahał się na poziomie ok. 70%. Dla porównania, dla Wydziału Informatyki i Gospodarki Elektronicznej analogiczny odsetek wynosił 64%.

**Wykr. 3. OSZACOWANA LICZBA ABSOLWENTÓW STUDIÓW II STOPNIA UEP
W PRZEKROJU WYDZIAŁÓW (edycja 2013/14).
PYTANIE: „CZY W TRAKCIE STUDIÓW PODEJMOWAŁEŚ
JAKIKOLWIEK STAŻ LUB PRAKTYKĘ?”**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Jest to zapewne związane ze specyfiką kształcenia na tym wydziale, gdzie studenci nabywają umiejętności analizy danych, obsługi specjalistycznego oprogramowania (np. SAS, SPSS, R, SAP), programowania w wielu językach (np. Java, Python, VBA, 4GL) czy z zakresu inżynierii finansowej, co wymaga od nich większego zaangażowania w naukę i może ograniczać ich czas na podejmowanie dodatkowej formy aktywności na rynku pracy w trakcie studiów. Tego typu specjaliści są jednak często poszukiwani na rynku pracy przez różnego rodzaju instytucje. Nieco mniejszy udział w odbywaniu staży oraz praktyk, a zatem i ich mniejsze doświadczenie zawodowe zdobyte w czasie studiów, jest

jednak rekompensowane nabytymi przez nich umiejętnościami przetwarzania danych. Również w tym przypadku wyznaczone oceny względnych błędów szacunku świadczą o akceptowalnej precyzji oszacowań. Jedyne w odniesieniu do absolwentów WGM i WIGE, którzy nie podjęli w czasie studiów stażu ani praktyki, CV przekraczało nieznacznie założony próg 10%.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono propozycję aplikacji podejścia kalibracyjnego w nowym obszarze zastosowań — badań prowadzonych na podstawie ankiety internetowej oraz zmiennych pomocniczych pochodzących z rejestrów (konkretnie z zasobów dziekanatów). Zarówno zespół badawczy zajmujący się przygotowaniem metodologii badania losów absolwentów, jak i odbiorcy raportów z poszczególnych edycji badań, czyli władze UEP, wysoko ocenili zaproponowane rozwiązanie problemu braków danych w badaniu, wskazując, że jest to jedna z najnowocześniejszych, opartych na podstawach naukowych i obiektywnych, metod badawczych. Doceniono także fakt, że uzyskane wagi kalibracyjne zapewniają zgodność ze znanymi dla całej populacji strukturami dla zmiennych pomocniczych. Autorzy artykułu zdają sobie jednak sprawę z ograniczeń i niedostatków podejścia kalibracyjnego. Zaliczyć do nich należy względną szczupłość dostępnych zmiennych pomocniczych, znanych dla całej populacji, dla których można konstruować równania kalibracyjne. Wynikało to jednak przede wszystkim z ograniczonej liczby danych dostępnych w bazach dziekanatów i niewielkiego zakresu informacji ankietowych.

Warto odnotować dużą siłę różnicowania zbiorowości na respondentów i nierespondentów w obu edycjach badania dla tych samych zmiennych pomocniczych, jakimi były średnia ocen ze studiów, płeć czy ukończony wydział/kierunek. Należy również zwrócić uwagę, że wykorzystanie wzoru (4) może prowadzić do uzyskania ujemnych wartości wag kalibracyjnych. Ponadto w przypadku źle wyspecyfikowanych przekrojów zawierających zerowe liczebności absolwentów, wyznaczenie wag kalibracyjnych w ogóle nie będzie możliwe. W prezentowanych w artykule edycjach badania — ze względu na staranny dobór zmiennych pomocniczych i ich kombinacji — nie stwierdzono opisanych powyżej sytuacji. Należy jednak mieć świadomość zagrożeń płynących z wykorzystania wag (4) w tego typu lub podobnych badaniach. Należałoby wówczas wykorzystać inną funkcję odległości aniżeli (3) lub nałożyć warunki ograniczające na wagi kalibracyjne (Deville i Särndal, 1992).

Najważniejszym wyzwaniem badawczym jest pogłębiona analiza wpływu zmiennych pomocniczych, wykorzystywanych do konstrukcji równań kalibracyjnych, na wyniki estymacji kalibracyjnej. Chodzi przede wszystkim o zbadanie stopnia asocjacji zmiennych pomocniczych ze zmienną grupującą jednostki populacji na respondentów i nierespondentów oraz analizę wpływu rozkładu zmiennych pomocniczych na obciążenie wyników estymacji kalibracyjnej. Klu-

czowe zagadnienie to również ocena obciążenia rozważanego estymatora, która nie była przedmiotem rozważań w artykule. Autorzy skupili się bowiem na ocenie jakości precyzji szacunków z uwzględnieniem wariancji zaproponowanego estymatora kalibracyjnego. Stanowić ona jednak będzie ważny problem badawczy. Czytelnicy zainteresowani zagadnieniem szacowania obciążenia estymatorów kalibracyjnych w badaniach z brakami odpowiedzi mogą znaleźć odpowiednie twierdzenia i wzory w monografii Särndala i Lundströma (2005). Autorzy w dalszych pracach podejmą próbę weryfikacji uzyskanych wyników na podstawie danych MNiSW, zgodnie z zapisami znowelizowanej ustawy — Prawo o szkolnictwie wyższym.

dr Tomasz Klimanek — *Urząd Statystyczny w Poznaniu*

dr Marcin Szymkowiak — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Białowąs, S., Buttler, D., Klimanek, T., Szwarz, K. (2012). Monitorowanie losów absolwentów. Zarys metodologii i metodyki badania w Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu. *Edukacja Ekonomistów i Menedżerów*, nr 25(3), 115—130.
- Chang, T., Kott, P. S. (2008). Using Calibration Weighting to Adjust for Nonresponse under a Plausible Model. *Biometrika*, 95(3), 555—571.
- Chang, T., Kott, P. S. (2010). Using Calibration Weighting to Adjust for Nonignorable Unit Nonresponse. *Journal of the American Statistical Association*, 105(491), 1265—1275.
- Deville, J.-C., Särndal, C.-E. (1992). Calibration Estimators in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87, 376—382.
- GUS (2013). *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*. Warszawa.
- Józefowski, T., Szymkowiak, M. (2012). Estymatory kalibracyjne w badaniach statystycznych. *Wiadomości Statystyczne*, nr (1), 31—43.
- Kott, P. S. (2016). Calibration weighting in survey sampling. *Computational Statistics*, 8(1), 39—53.
- Piasecki, T. (2014). Metody imputacji w badaniach gospodarstw domowych. *Wiadomości Statystyczne*, nr (9), 1—20.
- Särndal, C.-E. (2007). The Calibration Approach in Survey Theory and Practice. *Survey Methodology*, 33(2), 99—119.
- Särndal, C.-E., Lundström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*. John Wiley & Sons.
- Särndal, C.-E., Lundström, S. (2008). Assessing Auxiliary Vectors for Control of Nonresponse Bias in the Calibration Estimator. *Journal of Official Statistics*, 167—191.
- Särndal, C.-E., Swensson, B., Wretman, J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. New York: Springer-Verlag.
- Szymkowiak, M. (2007). Przyczynek do kalibracji w badaniach statystycznych z brakami odpowiedzi. W: E. Panek (red.), *Kapitał ludzki i wiedza w gospodarce. Wyzwania XXI wieku*, (194—204). Poznań: Akademia Ekonomiczna.

Szymkowiak, M. (2014). Estymatory kalibracyjne stosowane w Narodowym Spisie Powszechnym w 2011 r. *Wiadomości Statystyczne*, nr (11), 1—16.

Wallgren, A., Wallgren, B. (2007). *Register-based Statistics. Administrative Data for Statistical Purposes*. John Wiley & Sons.

Summary. *The aim of the research is to present the application of calibration approach in the tracer study of the Poznań University of Economics and Business graduates conducted within the "Staff for Economy" project and partnered by the Statistical Office in Poznań. The obligation to carry out tracer studies was imposed on universities by the legal acts concerning the process of monitoring graduates professional careers. The most important problem in the research was nonresponse of monitored graduates, which influenced the results obtained due to non-random error.*

The use of calibration applied in representative surveys to correct weights resulting from the sampling scheme showed, by choosing the appropriate auxiliary variables, how the negative impact of the lack of response can be reduced in full graduates tracer study. The article presents in detail the scope of research and theoretical basis of calibration. It describes also the use of auxiliary variables in the creation of calibrated weights which could then be included in the tabulation process and graphical presentation of results. Additionally, the article raises the issues of assessing the precision of estimation results.

Keywords: Staff for Economy, tracer study of graduates, calibration, nonresponse.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Katarzyna CHEBA

Badanie jednorodności rozwoju w regionach i krajach Unii Europejskiej

Streszczenie. *Celem artykułu jest zbadanie jednorodności zmian w czasie, jakie zachodzą w zrównoważonym rozwoju Unii Europejskiej (UE). Prowadzenie tego rodzaju analiz ma szczególne znaczenie, bowiem dążenie do równomiernego rozwoju krajów UE wpisane jest w jej strategiczne cele rozwojowe. Podstawę informacyjną badania stanowiły wskaźniki zrównoważonego rozwoju za lata 2009—2014, publikowane przez Eurostat. Do badania jednorodności zmian w czasie wykorzystano rachunek wektorowy.*

Wyniki analiz potwierdziły istnienie znacznych różnic w zakresie zrównoważonego rozwoju zarówno w poszczególnych regionach Europy, jak i krajach członkowskich UE.

Słowa kluczowe: zrównoważony rozwój, rachunek wektorowy, jednorodność zmian w czasie.

JEL: C38, O11, P36

Zrównoważony rozwój po raz pierwszy zdefiniowano w 1975 r. podczas III Sesji Zarządzającego Programu Ochrony Środowiska ONZ (UNEP) jako (...) taki przebieg nieuchronnego i pożądanego rozwoju gospodarczego, który nie naruszałby w sposób istotny i nieodwracalny środowiska życia człowieka i nie prowadziłby do degradacji biosfery i który godziłby prawa przyrody, ekonomii i kultury (Kozłowski, 1996). Koncepcja ta, której istotnym elementem jest uwzględnienie kwestii gospodarczych, stała się podstawą do sformułowania ogólnej definicji zrównoważonego rozwoju przedstawionej w 1987 r.

w Raporcie Brundtland Światowej Komisji ds. Środowiska i Rozwoju ONZ jako *trwałego rozwoju służącego zaspokojeniu potrzeb bieżących bez ponoszenia ryzyka, że przyszłe pokolenia nie będą mogły zaspokoić swoich potrzeb* (Górka, Poskrobko i Radecki, 1998). Kryje się za tym próba pogodzenia trzech wymiarów funkcjonowania społeczeństwa: społecznego, środowiskowego i ekonomicznego oraz założenie konieczności interdyscyplinarnego współdziałania wielu podmiotów i interesariuszy.

W literaturze przedmiotu koncepcję zrównoważonego rozwoju przedstawia się w różnych ujęciach, obejmujących w zasadzie wszystkie dziedziny życia¹. Jedno z istotnych badań obejmuje m.in. wybór wskaźników, które rozpatruje się w odniesieniu do różnych jednostek przestrzennych (np. krajów, regionów, miast) i obszarów tematycznych (np. rozwój społeczno-gospodarczy, zmiany klimatu, transport), oraz prowadzenie analiz w różnorodnych układach przestrzennych lub czasowych. Analizy zmian w czasie wskaźników obrazujących zrównoważony rozwój koncentrują się przede wszystkim na ocenie zgodności przebiegu tych zmian z celami wskazywanymi w dokumentach strategicznych np. UE.

Ważną jest również ocena jednorodności obserwowanych zmian. Do badania jednorodności rozwoju jednostek przestrzennych można wykorzystać rachunek wektorowy (Nermend, 2008; Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013), który w zależności od przyjętych założeń (dotyczących sposobu obliczania przyrostu odchylenia standardowego i/lub przyrostu wariancji) wykorzystuje się do badania jednorodności zmian analizowanych obiektów w przestrzeni (np. regionów, krajów itp.) lub w czasie (np. w ciągu lat). W niniejszym opracowaniu skupiono się na drugim ze wskazanych zastosowań rachunku wektorowego.

Celem pracy jest ocena jednorodności zmian w zakresie zrównoważonego rozwoju UE. W przypadku takich konstrukcji polityczno-gospodarczych jak UE — które w strategiczne cele rozwojowe mają wpisane dążenie do równomiernego rozwoju wszystkich jej członków — analizy tego rodzaju są szczególnie istotne. Badanie jednorodności zmian w czasie wykorzystujące rachunek wektorowy pozwala na przeanalizowanie, jak te zmiany następowały, oraz na ocenę stopnia jednorodności rozwoju UE.

Podstawę informacyjną badania stanowiły wskaźniki wykorzystywane przez UE do monitorowania realizacji celów strategii zrównoważonego rozwoju. Wyniki zaprezentowano zarówno w odniesieniu do krajów członkowskich UE,

¹ Między innymi: Borys (1999); Brown (2000); Śleszyński (2000); Piontek (2001); Borys (2002); Gawor (2004); Ciążela (2005); Hopwood, Mellor i O'Brien (2005); Poskrobko i Kozłowski (2005); Mazur-Wierzbicka (2006); Papuziński (2006); Hull (2008); Rogall (2010); Bal-Domańska i Wilk (2011); Borys (2011); Michałowski (2011); Stefanescu i On (2012); Boda, Munteanu i Raducanu (2015) oraz Duran, Gogan, Artene i Duran (2015).

jak i regionów geograficznych Europy (Zachodnia, Wschodnia, Północna i Południowa)².

Zdecydowano, że pierwszym uwzględnionym w badaniu rokiem będzie 2009 (w związku z załamaniem wielu obserwowanych tendencji w latach kryzysu 2007 i 2008), a ostatnim — 2014 (ze względu na luki w danych opisujących poszczególne obszary zrównoważonego rozwoju na poziomie krajów za 2015 r.).

*ZASTOSOWANIE RACHUNKU WEKTOROWEGO
DO BADANIA JEDNORODNOŚCI ZMIAN
W CZASIE OBIEKTÓW SPOŁECZNO-GOSPODARCZYCH*

Przykłady zastosowania rachunku wektorowego do badania rozwoju obiektów społeczno-gospodarczych przedstawili Kolenda (2006); Nermend (2008); Nermend i Tarczyńska-Łuniewska (2013) oraz Łatuszyńska (2014). Autorzy ci podkreślali możliwość aplikacji miary wektorowej w ekonomii, w szczególności w przypadku miary wektorowej wykorzystującej iloczyn skalarny oraz arytmetyki przyrostów (Borawski, 2012). Rachunek wektorowy oprócz wyznaczenia położenia wzorca daje również możliwość ustalenia kierunku zmian zachodzących w analizowanej przestrzeni oraz ich porównywania. W zależności od przyjętego sposobu obliczania przyrostu odchylenia standardowego i/lub przyrostu wariancji można wykorzystać go do badania:

- jednorodności przestrzennej zbioru obiektów zlokalizowanych w większej jednostce przestrzennej, np. jednorodności rozwoju krajów w regionach geograficznych Europy;
- jednorodności zmian w wybranych okresach, np. w ciągu lat.

W tym drugim przypadku można go zastosować do badania jednorodności zmian w zakresie zrównoważonego rozwoju w regionach geograficznych Europy oraz krajów członkowskich UE w nich położonych.

Obliczenia z wykorzystaniem miary wektorowej rozpoczyna się od wyznaczenia tzw. dwójek uporządkowanych, których następnie używa się zamiast liczb rzeczywistych. W przypadku badania jednorodności zmian w czasie bierze się pod uwagę wartości wskaźników w różnych okresach (np. latach) dla analizowanej jednostki przestrzennej (tu: dla krajów UE) i na tej podstawie wyznacza się:

a) wartość średnią (η_i):

$$\eta_j = \frac{\sum_{k=1}^N x_{ik}}{N}$$

² Podział Europy na regiony geograficzne wykorzystuje się dość powszechnie do oceny poziomu rozwoju w różnych obszarach funkcjonowania UE. Region jest np. pierwszym kierunkiem rozpatrywanym przy wyborze lokalizacji inwestycji zagranicznych (Dunning i Lundan, 2008). O regionach geograficznych pisze się również w kontekście odporności na kryzys (Dach, 2011), rozwoju gospodarczego czy rozwoju potencjału przemysłowego (Rachwał, Wiedermann i Kilar, 2009) i wielu innych.

gdzie:

η_j — wartość średniej i -tej zmiennej j -tego obiektu,

N — liczba lat rozpatrywanych w badaniu jednorodności zmian;

b) odchylenie standardowe (σ_i):

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N \left(x_{ik} - \eta_j \right)^2}{N}}$$

c) wariancję (σ_i^2):

$$\sigma_j^2 = \frac{\sum_{k=1}^N \left(x_{ik} - \eta_j \right)^2}{N}$$

Wartości: średnia i odchylenie standardowe oraz średnia i wariancja, wyznaczone na podstawie wartości analizowanych wskaźników w różnych okresach (tu: na podstawie danych za lata 2009—2014), tworzą dwójki uporządkowane, a obliczenia dla nich wykonuje się równolegle.

Kolejnym krokiem jest wyznaczenie przyrostów, na podstawie których prowadzi się dalsze obliczenia według wzorów (Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013):

$$\left(\Delta \eta_j, \Delta \sigma_j \right) = \left(\eta_j - \eta_0, \sigma_j - \sigma_0 \right)$$

$$\left(\Delta \eta_j, \Delta \sigma_j^2 \right) = \left(\eta_j - \eta_0, \sigma_j^2 - \sigma_0^2 \right)$$

gdzie:

η_j — wartość średnia i -tej zmiennej j -tego obiektu,

σ_j — odchylenie standardowe i -tej zmiennej j -tego obiektu,

σ_j^2 — wariancja i -tej zmiennej j -tego obiektu,

$\eta_0, \sigma_0, \sigma_0^2$ — punkty odniesienia odpowiednio dla przyrostu: wartości średniej, odchylenia standardowego oraz wariancji.

Punkty odniesienia mogą zostać ustalone dowolnie. W praktyce najwygodniej jest przyjąć je jako równe 0, co oznacza, że wyznaczone zgodnie z przedstawionymi wzorami przyrosty można traktować jako wartość średnią, odchylenie standardowe i wariancję.

Kolejny krok to normowanie wyznaczonych par wartości (dwójek uporządkowanych). Przeprowadza się je następująco (Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013):

$$\left(\eta'_j, \Delta\sigma'_j \right) = \left(\frac{\Delta\eta_j - \Delta\bar{\eta}_i}{\sigma_{\eta_i}}, \frac{\Delta\sigma_j}{\sigma_{\eta_i}} \right)$$

oraz:

$$\left(\eta'^2_j, \Delta\sigma'^2_j \right) = \left(\frac{\Delta\eta_j - \Delta\bar{\eta}_i}{\sigma_{\eta_i}}, \frac{\Delta\sigma_j^2}{\sigma_{\eta_i}^2} \right)$$

gdzie:

$\Delta\bar{\eta}_i$ — wartość średnia wartości średnich (na podstawie danych za lata

2009—2014), wyznaczona na podstawie wzoru $\Delta\bar{\eta}_i = \frac{\sum_{k=1}^N \eta_{ij}}{N}$,

σ_{η_i} — odchylenie standardowe wartości średnich, wyznaczone na podstawie

wzoru $\Delta\bar{\sigma}_i = \frac{\sum_{k=1}^N \sigma_{ij}}{N}$,

$\sigma_{\eta_i}^2$ — wariancja wartości średnich, wyznaczona na podstawie wzoru

$$\bar{\sigma}_{\eta_i}^2 = \frac{\sum_{k=1}^N \sigma_{ij}^2}{N}.$$

Przed obliczeniem miary syntetycznej wyznacza się wzorzec, obrazujący najkorzystniejsze wartości analizowanej cechy $\left(\Delta\eta'_w \right)$, i antywzorzec, obrazujący wartości najmniej korzystne $\left(\Delta\eta'_{aw} \right)$. Podstawą do tego mogą być:

- wartości wskaźników opisujących rzeczywisty obiekt,
- maksymalne wartości zaobserwowanych cech dla wzorca lub minimalne dla antywzorca w przypadku obiektu nierzeczywistego.

W drugim wariancie w przypadku wzorca $\left(\Delta\eta'_{\frac{w}{w}}\right)$ można również przyjąć wartości trzeciego kwartyla dla stymulant oraz pierwszego kwartyla dla destymulant.

W przypadku antywzorca $\left(\Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right)$ postępuje się odwrotnie — jako jego współrzędne przyjmuje się wartości pierwszego kwartyla dla stymulant oraz wartości trzeciego kwartyla dla destymulant.

Miarę syntetyczną dla wartości średnich wykorzystującą iloczyny skalarne wektorów reprezentujących obiekty oraz wektory wzorca i antywzorca oblicza się na podstawie wzoru (Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013):

$$\Delta m_{s\eta}_j = \frac{\sum_{i=1}^M \left(\Delta\eta'_{\frac{j}{j}} - \Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right) \left(\Delta\eta'_{\frac{w}{w}} - \Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right)}{\sum_{i=1}^M \left(\Delta\eta'_{\frac{w}{w}} - \Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right)^2}$$

Do obliczenia wektorowej miary syntetycznej wykorzystuje się współczynnik rzutu, ponieważ jednak nie można go obliczyć dla odchyłeń standardowych i wariancji, zakłada się, że miary te wyznaczają hiperkulę wokół punktu określającego położenie obiektu w przestrzeni. Pozwala to na ustalenie maksymalnego możliwego odchylenia miary syntetycznej na podstawie odchylenia standardowego współczynnika rzutu, zgodnie ze wzorem (Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013):

$$\Delta m_{s\sigma\max}_j = \frac{\max_i \left(\Delta\sigma'_{\frac{j}{j}}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^M \left(\Delta\eta'_{\frac{w}{w}} - \Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right)^2}}$$

oraz wariancji współczynnika rzutu (Nermend i Tarczyńska-Łuniewska, 2013):

$$\Delta m_{j\sigma^2\max} = \frac{\sqrt{\max_i \left(\Delta\sigma_i'^2\right)}}{\sqrt{\sum_{i=1}^M \left(\Delta\eta'_{\frac{w}{w}} - \Delta\eta'_{\frac{aw}{aw}}\right)^2}}$$

W celu określenia maksymalnego możliwego odchylenia miary syntetycznej wybiera się większą z wyznaczonych w ten sposób wartości.

Kolejnym krokiem jest przyporządkowanie badanych obiektów do odpowiednich klas. Najczęściej stosuje się podział zakresu wartości miary syntetycznej na cztery równe części, których szerokość wyznacza się na podstawie odchylenia standardowego. Przyrosty odchyleń standardowych oraz wariancji można również wykorzystać do obliczenia maksymalnej wartości odchylenia standardowego. Nermend i Tarczyńska-Łuniewska (2013) proponują interpretację wyznaczonego w ten sposób odchylenia standardowego jako miary jednorodności rozwoju. Im niższa jest jej wartość, tym większa jednorodność i mniejsze różnice pomiędzy badanymi obiektami.

CHARAKTERYSTYKA ZMIAN WSKAŹNIKÓW ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU UE W LATACH 2009—2014

Komisja Europejska publikuje co dwa lata wyniki monitorowania zrównoważonego rozwoju. Do badania realizacji celów „Strategii zrównoważonego rozwoju Unii Europejskiej” (*EU Sustainable Development Strategy*) służy zdefiniowany przez Eurostat zestaw wskaźników zrównoważonego rozwoju (SDI), mający strukturę trzypoziomową. Poziom najwyższy tworzy 11 wskaźników wiodących (*Headline Indicators*), poziom drugi — 31 wskaźników dotyczących celów operacyjnych (*Operational Indicators*), a najniższy — 84 wskaźniki opisujące działania (*Explanatory Indicators*), które uszczegółwiają wskaźniki wiodące.

Do zbadania jednorodności zmian w zakresie zrównoważonego rozwoju w latach 2009—2014 wykorzystano wskaźniki wiodące, które monitorują ogólne cele związane z kluczowymi wyzwaniem strategii zrównoważonego rozwoju. Analizie poddano 12 wskaźników obrazujących osiem obszarów tematycznych zrównoważonego rozwoju ustalonych dla wszystkich (28) krajów członkowskich UE. Nie uwzględniono wskaźnika obrazującego obszar zasobów naturalnych (występowanie pospolitych gatunków ptaków), ponieważ jest on dostępny jedynie dla niektórych krajów UE; z kolei brak wskaźnika wiodącego obrazującego dobre rządzenie spowodował wyłączenie również tego obszaru. Zdecydowano, że badanie będzie się rozpoczynać od roku 2009 — ze względu na kryzys w latach 2007 i 2008, a zakończy się na roku 2014, z powodu występowania luk w danych dla poszczególnych obszarów zrównoważonego rozwoju na poziomie krajów w 2015 r. Potencjalną listę cech diagnostycznych utworzyły wskaźniki w następujących obszarach:

- rozwój społeczno-gospodarczy — realny PKB *per capita* (x_1 , w euro);
- zrównoważona konsumpcja i produkcja — produktywność (wydajność) zasobów (x_2 , w euro w przeliczeniu na godzinę pracy);
- włączenie społeczne (wykluczenie) — osoby zagrożone ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (x_3 , odsetek ludności ogółem);

- zmiany demograficzne — wskaźnik zatrudnienia pracowników w starszym wieku (x_4 , udział osób pracujących w wieku 55—64 lat w całkowitej populacji osób w tej grupie wiekowej, w %);
- zdrowie publiczne — dalsze trwanie życia w zdrowiu (kobiety — x_5 , mężczyźni — x_6 , w latach) oraz przeciętne trwanie życia (kobiety — x_7 , mężczyźni — x_8 , w latach);
- zmiana klimatu i energia — emisja gazów cieplarnianych (x_9 , w ekwiwalencie CO₂, w %, 1990=100%) oraz zużycie energii ze źródeł odnawialnych (x_{10} , w mln t ekwiwalentu ropy naftowej);
- transport zorganizowany z poszanowaniem zasad zrównoważonego rozwoju — zużycie energii w transporcie w stosunku do PKB (x_{11} , w %, 2010=100%);
- globalne partnerstwo — oficjalna pomoc rozwojowa (x_{12} , udział w dochodzie narodowym brutto, w %).

Cechy: $x_1, x_2, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_{10}$ i x_{12} to stymulanty (wyższe wartości wskazują na wyższy poziom rozwoju analizowanego zjawiska), natomiast: x_3, x_9 i x_{11} to destymulanty, co oznacza, że za pożądane uznaje się ich niższe wartości (Hellwig, 1968).

TABL. 1. WARTOŚCI WSKAŹNIKÓW ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU UE ORAZ ICH CHARAKTERYSTYKA OPISOWA

Zmienne	2009	2010	2011	2012	2013	2014	\bar{x}	V_S	T
x_1	24500	25500	26100	26600	26700	27500	26150	3,65	102,34
x_2	1,69	1,82	1,81	1,98	2,05	2,09	1,91	7,52	104,34
x_3	23,30	23,70	24,20	24,70	24,50	24,40	24,13	2,01	100,93
x_4	45,90	46,20	47,20	48,70	50,10	51,80	48,32	4,39	102,45
x_5	62,00	62,60	62,10	62,10	61,50	61,80	62,02	0,54	99,94
x_6	61,30	61,80	61,70	61,50	61,40	61,40	61,52	0,29	100,03
x_7	82,60	82,80	83,10	83,10	83,30	83,60	83,08	0,39	100,24
x_8	76,60	76,90	77,30	77,40	77,70	78,10	77,33	0,64	100,39
x_9	83,79	85,69	82,99	81,80	80,24	77,05	81,93	3,36	98,34
x_{10}	1599,40	1656,40	1593,30	1584,00	1569,10	1507,10	1584,88	2,79	98,82
x_{11}	102,50	100,00	97,90	95,40	94,20	94,00	97,33	3,22	98,28
x_{12}	0,42	0,44	0,42	0,39	0,41	0,41	0,42	3,61	99,52

U w a g a. \bar{x} — wartość średnia, V_S — współczynnik zmienności w %, T — średniokresowe tempo zmian w %.

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

W tabl. 1 przedstawiono wartości rozpatrywanych wskaźników oraz miary opisujące ich zróżnicowanie. W analizowanym okresie większość wskaźników charakteryzowała się raczej niewielkimi zmianami. Poprawę zaobserwowano przede wszystkim w zakresie zrównoważonej konsumpcji i produkcji (x_2) oraz zmian demograficznych (x_4). Zgodnie z ostatnim raportem Komisji Europejskiej

(Eurostat, 2015) w dłuższej, ok. 10-letniej perspektywie można mówić o lepszych wynikach także w odniesieniu do wskaźnika emisji gazów cieplarnianych (x_9).

Nie we wszystkich przypadkach wzrost wartości wskaźnika (bądź jego spadek w przypadku destymulant) oznacza realną poprawę. Dotyczy to zrównoważonej produkcji i konsumpcji, obrazowanych przez wskaźnik produktywności zasobów, liczony jako stosunek PKB do krajowego zużycia materiałów. Poprawę tego wskaźnika zauważa się od 2002 r., niemniej jednak może ona świadczyć nie tyle o zmianie we wzorcach wykorzystania zasobów, co raczej o negatywnym wpływie kryzysu z lat 2007 i 2008 na wykorzystanie zasobów w przemyśle, głównie w branżach zasobochłonnych (Eurostat, 2015).

Widoczną poprawę, zarówno w ujęciu krótko-, jak i długoterminowym, odnotowano w obszarze zmian demograficznych. Stały wzrost wskaźnika zatrudnienia osób starszych (x_4) następuje już od 2002 r., z tym że zakładany pierwotnie na 2010 r. poziom 50% UE osiągnęła dopiero w roku 2013.

Nieco większe zróżnicowanie dotyczy wskaźników obrazujących zmiany klimatu i energii. Są one wrażliwe na zmiany koniunktury gospodarczej, słabszej ze względu na kryzys. Szczególnie korzystnie przedstawia się sytuacja w przypadku wskaźnika emisji gazów cieplarnianych (x_9), który w 2013 r. wynosił 80,2%; poziom redukcji emisji gazów cieplarnianych był tylko nieznacznie niższy od zakładanego w „Strategii Europa 2020” poziomu 20% w stosunku do roku 1990. Zużycie energii ze źródeł odnawialnych (x_{10}) utrzymywało się w analizowanym okresie na mniej więcej stałym poziomie.

Umiarkowaną poprawę zauważono w zakresie rozwoju społeczno-gospodarczego. Tendencja wzrostowa utrzymuje się od 2000 r. Po jej przerwaniu przez kryzys w 2008 r. ponowny wzrost realnego PKB *per capita* (o ponad 13%) nastąpił w 2010 r. Wzrost tego wskaźnika odnotowano również w 2014 r.

O realnym pogorszeniu można natomiast mówić w przypadku wskaźników obrazujących włączenie społeczne oraz zasoby naturalne. Spadek ich wartości obserwuje się od początku kryzysu gospodarczego, zwłaszcza w obszarze włączenia społecznego. W 2013 r. prawie 1/4 osób w UE była zagrożona ubóstwem lub wykluczeniem społecznym. Podobnie drastycznie maleje wartość wskaźników obrazujących zasoby naturalne, które w wyniku przekształcania gruntów w coraz większym stopniu wykorzystywane są w rolnictwie, infrastrukturze i budownictwie (Eurostat, 2015).

Pogorszenie sytuacji następuje też w dziedzinie zrównoważonego transportu. Mimo spadku wartości wskaźnika wiodącego (x_{11}), zarówno w dłuższej perspektywie, jak i w ujęciu krótkoterminowym, wskazuje się, że zmiany te niekoniecznie odzwierciedlają lepsze wyniki w zakresie ochrony środowiska. Na przykład w latach 2000 i 2007 nastąpił wzrost zużycia energii w transporcie, ponieważ jednak był on mniejszy niż wzrost PKB (w relacji do którego oblicza się ten wskaźnik), odnotowano poprawę wskaźnika (Eurostat, 2015).

**TABL. 2. PODSTAWOWA CHARAKTERYSTYKA OPISOWA WSKAŹNIKÓW
ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU W REGIONACH UE (wartości średnie w latach 2009—2014)**

Zmienne	Charakterystyka opisowa	Europa			
		Zachodnia	Północna	Południowa	Wschodnia
x ₁	średnia	42722,22	28160,20	18950,00	10019,44
	minimum	31416,67	10166,67	10350,00	5533,33
	maksimum	81650,00	44383,33	26733,33	14983,33
	V _S	41,08	48,55	24,40	32,85
x ₂	średnia	2,59	1,44	1,55	0,68
	minimum	1,61	0,45	1,00	0,29
	maksimum	3,61	3,25	2,66	1,01
	V _S	28,19	61,91	37,43	45,26
x ₃	średnia	18,71	24,26	26,35	30,31
	minimum	15,55	15,98	19,18	14,75
	maksimum	20,93	36,70	32,10	46,98
	V _S	9,04	28,48	14,25	37,45
x ₄	średnia	46,94	57,90	41,04	42,20
	minimum	39,20	50,85	33,83	36,08
	maksimum	60,78	71,17	52,33	49,32
	V _S	18,18	11,08	15,80	10,96
x ₅	średnia	61,70	61,83	63,27	60,69
	minimum	57,82	56,25	57,43	53,15
	maksimum	65,37	68,22	72,03	66,22
	V _S	4,46	6,97	7,15	7,02
x ₆	średnia	61,80	60,34	63,02	58,84
	minimum	57,42	52,85	56,65	53,38
	maksimum	64,82	69,04	70,80	62,28
	V _S	4,21	9,00	6,38	5,14
x ₇	średnia	83,74	81,83	83,62	79,46
	minimum	83,10	78,62	83,35	77,85
	maksimum	85,50	83,78	85,65	81,17
	V _S	1,00	2,24	0,96	1,62
x ₈	średnia	78,52	75,13	78,01	72,13
	minimum	77,92	68,15	76,93	70,75
	maksimum	79,30	79,90	79,85	74,95
	V _S	0,59	6,10	1,39	2,01
x ₉	średnia	90,65	72,41	115,63	63,27
	minimum	75,24	41,96	91,39	46,49
	maksimum	103,73	108,17	155,33	83,59
	V _S	9,91	31,56	19,80	18,02
x ₁₀	średnia	115,73	40,55	43,13	36,85
	minimum	4,38	4,42	0,92	15,92
	maksimum	298,70	194,87	158,62	92,68
	V _S	97,44	147,93	137,13	71,64
x ₁₁	średnia	97,25	94,39	97,93	96,47
	minimum	95,78	85,30	94,93	89,60
	maksimum	98,67	99,13	102,93	101,68
	V _S	1,08	4,36	2,66	4,77
x ₁₂	średnia	0,56	0,49	0,16	0,10
	minimum	0,29	0,08	0,13	0,09
	maksimum	1,00	1,08	0,24	0,12
	V _S	42,54	71,00	25,67	12,05

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

W tabl. 2 przedstawiono wskaźniki obrazujące zrównoważony rozwój UE w regionach geograficznych. Podstawą do wyznaczenia charakterystyki opisowej wskaźników były wartości średnie, liczone na podstawie danych dla krajów UE w następującym układzie:

- Europa Zachodnia: Austria, Belgia, Francja, Holandia, Luksemburg i Niemcy;
- Europa Północna: Dania, Estonia, Finlandia, Irlandia, Łotwa, Litwa, Szwecja i Wielka Brytania;
- Europa Południowa: Cypr, Chorwacja, Grecja, Hiszpania, Malta, Portugalia, Słowenia i Włochy;
- Europa Wschodnia: Bułgaria, Czechy, Polska, Rumunia, Słowacja i Węgry.

Przedstawione dane wskazują na znaczne zróżnicowanie rozwoju analizowanych regionów; jest to widoczne w odniesieniu do wszystkich cech diagnostycznych. Szczególnie duże różnice dotyczą zmiany klimatu i energii w zakresie zużycia energii ze źródeł odnawialnych (x_{10}) oraz globalnego partnerstwa, obrazowanego przez oficjalną pomoc rozwojową (x_{12}). W przypadku wskaźnika x_{10} znaczne różnice odnotowano we wszystkich regionach. Minimalne wartości średnie charakteryzowały: Luksemburg, Łotwę, Maltę oraz Słowację, natomiast maksymalne: Niemcy, Wielką Brytanię, Włochy i Polskę. Podobną sytuację obserwuje się w obszarze oficjalnej pomocy rozwojowej, przy czym największe zróżnicowanie odnotowano w krajach Europy Zachodniej.

Najmniejsze zróżnicowanie wystąpiło w obszarze zdrowia publicznego (x_5 , x_6 , x_7 i x_8), przy czym wyraźnie najniższe oceny ($V_5 < 10\%$) współczynnika zmienności dla poszczególnych regionów otrzymano w przypadku przeciętnego trwania życia (x_7 i x_8). Zgodnie ze standardowo stosowanymi kryteriami doboru (Hellwig, 1968) cechy te powinny, ze względu na zbyt niską wartość współczynnika zmienności³, zostać wyeliminowane ze zbioru potencjalnych cech diagnostycznych. Tak samo należy postąpić w przypadku cech zbyt silnie skorelowanych z innymi cechami uwzględnionymi w badaniu, ponieważ są nośnikami podobnych informacji⁴. Oznaczałoby to jednak eliminację wszystkich cech obrazujących zdrowie publiczne oraz zrównoważony transport. W związku z tym zdecydowano o przeprowadzeniu analizy w dwóch wariantach:

- A — eliminującym cechy, których wartości współczynnika zmienności dla wszystkich regionów są niższe od wartości progowej 10%;
- B — uwzględniającym wszystkie wskaźniki wiodące.

W wariancie A po wyeliminowaniu cech o zbyt niskiej zmienności oraz zbyt wysokim skorelowaniu do finalnego zbioru cech diagnostycznych przyjęto: x_1 , x_2 , x_3 , x_4 , x_9 , x_{10} i x_{12} . W wariancie B finalny zbiór utworzyły wszystkie analizowane cechy.

³ Jako wartość progową przyjmuje się najczęściej poziom 10%.

⁴ Można w tym celu wykorzystać np. metodę parametryczną Hellwiga (1981).

**WYNIKI BADANIA JEDNORODNOŚCI ZMIAN W CZASIE
W ZAKRESIE ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU UE**

Wyniki badania jednorodności zmian rozwoju UE w latach 2009—2014 w wariantach A i B przedstawiono w tabl. 3 oraz na wykresie. Jednorodność rozwoju mierzono jako stosunek maksymalnych wartości przyrostów odchyłek standardowych do szerokości klasy. W przypadku regionów geograficznych jednorodność zmian w czasie wskaźników zrównoważonego rozwoju liczono w odniesieniu do wartości średnich dla danego regionu, natomiast w przypadku krajów UE — w odniesieniu do wartości średnich dla całej UE.

TABL. 3. WYNIKI KLASYFIKACJI REGIONÓW I KRAJÓW UE W LATACH 2009—2014

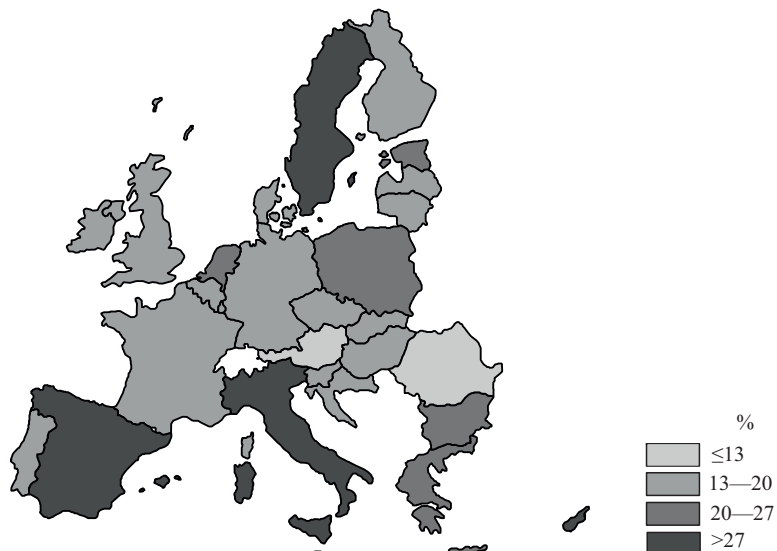
Regiony Kraje	Pozycja w rankingu		Klasa typologiczna		Jednorodność rozwoju w czasie w %	
	A	B	A	B	A	B
Europa Zachodnia	1	1	I	I	45—54	35—39
Austria	13	14	III	II	≤ 13	≤ 6
Belgia	9	8	II	II	13—20	11—16
Francja	7	5	II	II	13—20	≤ 6
Holandia	3	4	I	I	20—27	6—11
Luksemburg	2	2	I	I	13—20	11—16
Niemcy	5	9	I	II	13—20	6—11
Europa Północna	2	2	II	II	35—45	31—35
Dania	6	6	I	II	13—20	6—11
Estonia	14	19	III	III	20—27	11—16
Finlandia	8	13	II	II	13—20	≤ 6
Irlandia	12	7	II	II	13—20	11—16
Litwa	17	22	III	III	13—20	6—11
Łotwa	19	26	III	IV	13—20	> 16
Szwecja	1	1	I	I	> 27	6—11
Wielka Brytania	4	3	I	I	13—20	6—11
Europa Południowa	4	3	III	III	< 35	< 31
Cypr	21	15	III	II	> 27	11—16
Chorwacja	25	24	III	IV	13—20	≤ 6
Grecja	26	17	IV	III	20—27	11—16
Hiszpania	15	10	III	II	> 27	11—16
Malta	24	11	III	II	> 27	6—11
Portugalia	18	18	III	III	13—20	6—11
Słowenia	20	21	III	III	13—20	6—11
Włochy	11	12	II	II	> 27	≤ 6
Europa Wschodnia	3	4	III	IV	45—54	35—39
Bułgaria	28	27	IV	IV	20—27	6—11
Czechy	10	16	II	III	13—20	11—16
Polska	23	20	III	III	20—27	> 16
Rumunia	27	28	IV	IV	≤ 13	6—11
Słowacja	16	23	III	IV	13—20	> 16
Węgry	22	25	III	IV	13—20	> 16

U w a g a. Przedziały są domknięte prawostronnie.

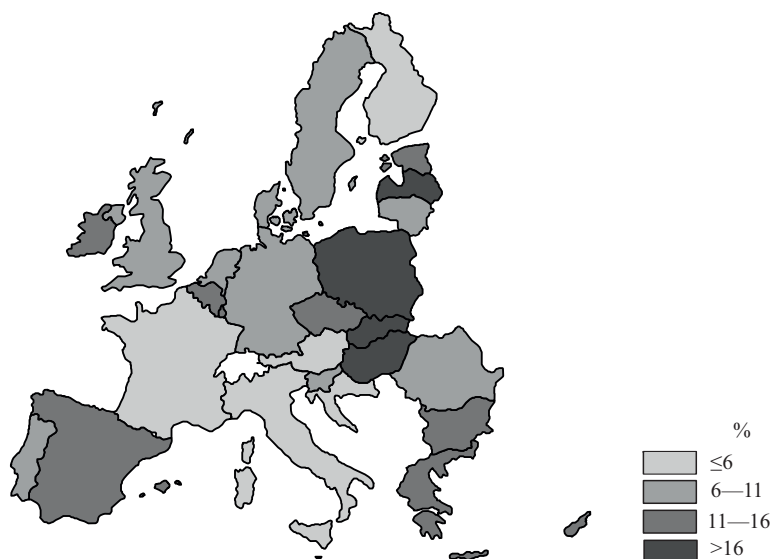
Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

JEDNORODNOŚĆ ROZWOJU KRAJÓW UE W LATACH 2009—2014

WARIANT A



WARIANT B



U w a g a. Przedziały są domknięte prawostronnie.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Uzyskane wyniki potwierdzają znaczną niejednorodność rozwoju zarówno w regionach, jak i poszczególnych krajach UE. W obu wariantach najwyższym średnim poziomem rozwoju w latach 2009—2014 charakteryzowała się Europa Zachodnia, natomiast najniższe wartości syntetycznej miary wektorowej uzyskała Europa Wschodnia. Różnice pomiędzy wariantami A i B dotyczą jedynie klas typologicznych oraz poziomu jednorodności zmian w czasie.

W zależności od przyjętego wariantu liczby cech diagnostycznych uzyskano różne wyniki w zakresie jednorodności rozwoju. W wariancie A, w efekcie wyeliminowania wskaźników o najmniejszym poziomie zmienności, większość wyników wskazuje na wyższy poziom niejednorodności rozwoju regionów, co oznacza, że w poszczególnych latach analizowanego przedziału czasowego mogły występować znaczne różnice wartości miary.

W większości przypadków różnice oceny stopnia jednorodności pomiędzy wariantami A i B dotyczyły przesunięć w obrębie klas typologicznych. Wystąpiły one na terenie:

- Europy Zachodniej w przypadku: Belgii, Francji, Holandii i Luksemburga;
- Europy Północnej w przypadku: Finlandii, Irlandii, Łotwy i Szwecji;
- Europy Południowej w przypadku: Cypru, Chorwacji, Hiszpanii, Malty i Włoch;
- Europy Wschodniej w przypadku wszystkich krajów.

Dołączenie do zbioru cech obrazujących zdrowie publiczne oraz transport spowodowało znaczne zmiany w rankingu. Tę samą pozycję utrzymały jedynie: Szwecja (pozycja 1), Luksemburg (2), Dania (6) i Portugalia (18). Pozycja 13 krajów (ze wszystkich regionów) się pogorszyła. Największe różnice, zarówno *in plus*, jak i *in minus*, nastąpiły:

- spadek — na Słowacji (o 7 miejsc, z pozycji 16 na 23), Łotwie (o 7 miejsc, z 19 na 26), w Czechach (o 6 miejsc, z 10 na 16), Estonii (o 5 miejsc, z 14 na 19), Finlandii (o 5 miejsc, z 8 na 13) oraz na Litwie (o 5 miejsc, z 17 na 22);
- wzrost — na Malcie (o 13 miejsc, z pozycji 24 na 11), w Grecji (o 9 miejsc, z 26 na 17), na Cyprze (o 6 miejsc, z 21 na 15), w Irlandii (o 5 miejsc, z 12 na 7) oraz Hiszpanii (o 5 miejsc, z 15 na 10).

Podsumowanie

Podstawowym celem badań w zakresie zrównoważonego rozwoju jest ocena zgodności obserwowanych zmian z zakładanymi strategicznymi celami rozwojowymi UE. Wykorzystanie rachunku wektorowego w analizach prowadzonych przy użyciu wskaźników zrównoważonego rozwoju pozwala na uzyskanie informacji na temat jednorodności rozwoju w badanym przedziale czasowym.

Wyniki analiz świadczą o znacznych różnicach rozwojowych między krajami członkowskimi UE. Duża niejednorodność zmian w latach 2009—2014 dotyczy przede wszystkim:

- w wariancie A (bez cech o współczynniku zmienności mniejszym niż 10%): w Europie Północnej — Szwecji, w Europie Południowej — Cypru, Hiszpanii, Malty i Włoch;
- w wariancie B (wszystkie wskaźniki): w Europie Północnej — Łotwy, w Europie Wschodniej — Polski, Słowacji i Węgier.

Należy jednak zauważyć, że nie zawsze niejednorodność rozwoju w czasie jest zjawiskiem niekorzystnym, może bowiem oznaczać np. pożądane zmiany poziomu rozpatrywanych cech diagnostycznych. Sytuacja taka wystąpiła m.in. w krajach Europy Wschodniej, w których odnotowano poprawę wskaźników w latach 2009—2014.

Otrzymane wyniki wskazują również na znaczne różnice rozwojowe pomiędzy regionami geograficznymi Europy, dla których syntetyczne miary wektorowe liczono na podstawie uśrednionych wyników krajów położonych w danym regionie. Ich analiza potwierdziła istnienie znacznych różnic rozwojowych pomiędzy Europą Zachodnią, Północną i Południową a Europą Wschodnią. Znaczny dystans dzieli kraje Europy Wschodniej szczególnie od krajów Europy Zachodniej i Północnej.

dr Katarzyna Cheba — *Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie*

LITERATURA

- Bal-Domańska, B., Wilk, J. (2011). Gospodarcze aspekty zrównoważonego rozwoju województwa — wielowymiarowa analiza porównawcza. *Przebieg Statystyczny*, 58(3—4), 300—322.
- Boda, F., Munteanu, L., Raducanu, D. (2015). Digital Elevation Modeling Based on Multimodal Aerospace Data in the Context of Sustainable Development of Romania. *Procedia Economics and Finance*, 32, 992—996. DOI: 10.1016/S2212-5671(15)01559-2.
- Borawski M. (2012). *Rachunek wektorowy z arytmetyką przyrostów w przetwarzaniu obrazów*. Warszawa: PWN.
- Borys, T. (red.). (1999). *Wskaźniki ekorozwoju*. Białystok: Ekonomia i Środowisko.
- Borys, T. (2002). Wskaźniki rozwoju zrównoważonego. Podstawowe kierunki badań i zastosowań. *Ekonomia i Środowisko*, (1), 39—59.
- Borys, T. (2011). Zrównoważony rozwój — jak rozpoznać ład zintegrowany. *Problemy Ekorozwoju*, 6(2), 75—81.
- Brown, L. R. (2000). *Gospodarka ekologiczna na miarę Ziemi*. Warszawa: Książka i Wiedza.
- Ciążela, H. (2005). Edukacja wobec etycznego wymiaru idei rozwoju trwałego i zrównoważonego. *Prakseologia*, 145, 171—182.
- Dach, Z. (red.). (2011). *Polityka makroekonomiczna w warunkach kryzysu i jej wpływ na gospodarkę. Teoria i praktyka*. Warszawa: Oficyna a Wolters Kluwer business.
- Dunning, J. H., Lundan, S. M. (2008). *Multinational enterprises and the global economy*. Cheltenham (UK), Northampton (MA, USA): Edward Elgar Publishing.

- Duran, D. C., Gogan, L. M., Artene, A., Duran, V. (2015). The components of sustainable development — a possible approach. *Procedia Economics and Finance*, 26, 806—811. DOI: 10.1016/S2212-5671(15)00849-7.
- Eurostat. (2015). *Sustainable development in the European Union 2015 monitoring report of the EU Sustainable Development Strategy*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. DOI: 10.2785/999711.
- Gawor, L. (2004). Filozofia zrównoważonego rozwoju — preliminaria. *Problemy ekorozwoju. Studia filozoficzno-socjologiczne*, 5(2), 69—76.
- Górka, K., Poskrobko, B., Radecki, W. (1998). *Ochrona środowiska. Problemy społeczne, ekonomiczne i prawne*. Warszawa: PWE.
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, (4), 307—326.
- Hellwig, Z. (1981). Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych. W: W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną* (s. 46—68). Warszawa: PWE.
- Hopwood, B., Mellor, M., O'Brien, G. (2005). Sustainable development — mapping different approaches. *Sustainable Development*, 13, 38—52. DOI: 10.1002/sd.244.
- Hull, Z. (2008). Filozoficzne i społeczne uwarunkowania zrównoważonego rozwoju. *Problemy Ekorozwoju*, 3(1), 27—31.
- Kolenda, M. (2006). *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Kozłowski, S. (1996). Czy transformacja polskiej gospodarki zmierza w kierunku rozwoju zrównoważonego? W: S. Wrzosek (red.), *Mechanizmy i uwarunkowania ekorozwoju* (s. 22—44). Białystok: Wydawnictwo KEiZOŚ Politechniki Białostockiej.
- Latuszyńska, A. (2014). Propozycja miary agregatowej efektów działalności środowiskowej. *Ekonomia i Środowisko*, (3), 60—70.
- Mazur-Wierzbicka, E. (2006). Miejsce zrównoważonego rozwoju w polskiej i unijnej polityce ekologicznej na początku XXI wieku. *Zeszyty Uniwersytetu Rzeszowskiego*, (8), 29—45.
- Michałowski, A. (2011). Przestrzenne usługi środowiska w świetle założeń ekonomii zrównoważonego rozwoju. *Problemy Ekorozwoju*, 6(2), 117—126.
- Nermend, K. (2008). *Rachunek wektorowy w analizie rozwoju regionalnego*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Nermend, K., Tarczyńska-Luniewska, M. (2013). Badanie jednorodności przestrzennej i czasowej rozwoju obiektów społeczno-gospodarczych. *Przegląd Statystyczny*, 60(1), 85—100.
- Papuziński, A. (2006). Filozoficzne aspekty zrównoważonego rozwoju — wprowadzenie. *Problemy ekorozwoju. Studia filozoficzno-socjologiczne*, 1(2), 25—32.
- Piontek, F. (2001). Kontrowersje i dylematy wokół rozwoju zrównoważonego i trwałego. W: F. Piontek (red.), *Ekonomia a rozwój zrównoważony* (s. 20—32). Białystok: Ekonomia i Środowisko.
- Poskrobko, B., Kozłowski, S. (red.). (2005). *Zrównoważony rozwój. Wybrane problemy teoretyczne i implementacja w świetle dokumentów Unii Europejskiej*. Białystok-Warszawa: Komitet „Człowiek i Środowisko” PAN.
- Rachwał, T., Wiedermann, K., Kilar, W. (2009). Rola przemysłu w gospodarce układów regionalnych Unii Europejskiej. *Prace Komisji Geografii i Przemysłu*, (14), 31—42.
- Rogall, H. (2010). *Ekonomia zrównoważonego rozwoju. Teoria i praktyka*. Poznań: Wydawnictwo Zysk i S-ka.

Stefanescu, D., On, A. (2012). Entrepreneurship and sustainable development in European Countries before and during the international crisis. *Procedia — Social and Behavioral Sciences*, 58, 889—898. DOI: 10.1016/j.sbspro.2012.09.1067.

Śleszyński, J. (2000). *Ekonomiczne problemy ochrony środowiska*. Warszawa: Agencja Wydawnicza Aries.

World Commission on Environment and Development. (1987). *Our Common Future. UN Documents: Gathering a Body of Global Agreements has been compiled by the NGO Committee on Education of the Conference of NGOs from United Nations web sites with the invaluable help of information & communications technology*. New York: United Nations.

Summary. *The purpose of the article is to analyse the uniformity of changes over time concerning sustainable development of the European Union. Such analyses are particularly important as the pursuit of sustainable development of the EU countries is one of its strategic developmental objectives. The informational basis of the study were the sustainable development indicators for the years 2009—2014 published by the Eurostat. Vector calculus was used to examine the uniformity of changes. The results of the analysis confirmed significant differences in, both across regions in Europe and EU member countries.*

Keywords: sustainable development, vector calculus, uniformity of changes over time.

Radosław PIWOWARSKI

Znaczenie partycypacji wyborczej i wykształcenia radnych dla efektywności dostarczania dóbr publicznych przez gminy w Polsce

Streszczenie. *Celem badania jest ocena wpływu frekwencji wyborczej i wykształcenia radnych — które można rozpatrywać jako elementy oddziałujące na zależność agencyjną — na efektywność dostarczania przez gminy dóbr publicznych. Efektywność mierzono za pomocą indeksu efektywności działalności sektora publicznego (Public Sector Efficiency — PSE). Na podstawie próby przekrojowej oszacowano parametry modelu ekonometrycznego dla wszystkich gmin oraz w podziale na: miejskie łącznie z miastami na prawach powiatu, miejsko-wiejskie i wiejskie. W badaniu wykorzystano dane statystyczne GUS oraz Państwowej Komisji Wyborczej (PKW) za 2014 r. Uzyskane wyniki nie potwierdziły zależności agencyjnej rozumianej jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy, wskazały jednak na możliwość występowania dodatniej zależności pomiędzy kompetencjami radnych a efektywnością dostarczania dóbr publicznych mieszkańcom gmin.*

Słowa kluczowe: efektywność sektora publicznego, partycypacja wyborcza, teoria agencji.

JEL: H41

Jedną z najstarszych i najpowszechniejszych zależności społeczno-ekonomicznych jest relacja agencji¹ (Ross, 1973). Można ją obserwować zarówno w skali mikro, np. między pracownikiem i pracodawcą, jak i makro, np. między rządem i obywatelami. Występująca w tej zależności asymetria informacji, jaką dysponują podmioty, powoduje, że działania agenta (np. rządu) nie są w pełni obserwowane

¹ Teoria agencji ma szerokie spektrum zastosowania. W opinii Eisenhardt (1989) pozwala ona — mimo że budzi wiele kontrowersji — w sposób unikatowy spojrzeć na takie zagadnienia, jak: system informacji, niepewność efektów produkcji, motywacje i ryzyko, które występują w relacji pomiędzy agentem i mocodawcą. Uważana jest za część teorii organizacji próbującą wyjaśnić tę relację.

przez mocodawcę (np. obywateli). Powstaje zatem przestrzeń do zachowań nieefektywnych czy niepożądanych. Usuwając asymetrię informacji, teoretycznie wpływa się na poprawę działań agenta.

Partycypacja wyborcza oraz wykształcenie radnych mogą być rozpatrywane jako elementy oddziałujące na zależność agencyjną. Z teoretycznego punktu widzenia większy udział społeczeństwa w życiu publicznym oznacza większe zainteresowanie polityką oraz większą kontrolę polityków, a przez to wywieranie presji na efektywność zachowań rządzących (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Geys, Heinemann i Kalb, 2010; Revelli i Tovmo, 2007; Karbownik i Kula, 2009). Z analizy probabilistycznego modelu głosowania uwzględniającego kompetencje polityka wynika z kolei, że wyborcy starają się wybierać najbardziej kompetentnych polityków, którzy mogą zapewnić im najwięcej dóbr publicznych (Alt i Lassen, 2006; Piwowarski, 2014). Przyjmuje się zatem, że wyższa frekwencja wyborcza oraz większy udział radnych z wyższym wykształceniem² w radach gmin sprzyjają efektywności dostarczania dóbr publicznych.

Celem opracowania jest zbadanie wpływu wymienionych elementów na działalność gmin. Zmierzono ją za pomocą indeksu *PSE* w trzech wersjach. Na podstawie próby przekrojowej oszacowano parametry modelu ekonometrycznego dla ogółu gmin oraz w podziale na gminy: miejskie łącznie z miastami na prawach powiatu, miejsko-wiejskie i wiejskie. W analizie wykorzystano dane statystyczne GUS oraz PKW za rok 2014.

PRZEGLĄD LITERATURY

Problemy efektywności funkcjonowania sektora publicznego poruszano w literaturze niejednokrotnie. Prowadzone analizy dotyczyły zarówno porównań międzynarodowych (Afonso, Schunknecht i Tanzi, 2003, 2006), jak i dla poszczególnych krajów, np. Norwegii (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Revelli i Tovmo, 2007), Niemiec (Geys, Heinemann i Kalb, 2010, 2012), Belgii (De Borger, Kerstens, 1996; De Borger, Kerstens, Moesen i Vanneste, 1994) czy Polski (Karbownik i Kula, 2009). Szczegółowy przegląd badań z tego zakresu sporządzili Geys, Heinemann i Kalb (2012).

Stosowane w analizach nieparametryczne metody badań, np. DEA (Data Envelopment Analysis — analiza obwiedni danych), FDH (Free Disposal Hull — metoda swobodnego ustalania obwiedni) czy SFA (Stochastic Frontier Analysis — stochastyczna analiza graniczna), pozwalają na określenie relatywnej efektywności działalności podmiotów, np. krajów czy jednostek samorządu terytorialnego (JST), w stosunku do wyznaczonej granicy możliwości produkcyjnych. Pozwala to na wskazanie braków w efektywności poszczególnych podmiotów lub ich średniej. Metody parametryczne umożliwiają natomiast określenie wpływu różnego rodzaju czynników na efektywność. Mierzy się ją najczęściej za pomocą wskaźników, które stanowią wspólny element obu metod.

² Zakłada się, że kompetencje zwiększają się wraz ze wzrostem wykształcenia.

W większości opracowań wykorzystuje się indeksy wyników działalności sektora publicznego (*Public Sector Performance — PSP*) lub *PSE*, zaproponowane przez Afonsa, Schunknechta i Tanziego (2003, 2006). Są to miary taksonomiczne oparte na szeregu wskaźników społeczno-ekonomicznych.

Wśród czynników społeczno-politycznych oddziałujących na efektywność funkcjonowania sektora publicznego często wyróżnia się partycypację wyborczą. Za jej pomocą weryfikuje się zależność agencyjną. Wobec asymetrii informacji pomiędzy wyborcami a rządzącymi pojawia się bowiem delegacja do sprawowania władzy na podstawie kontraktu społecznego (Alvarez i Hall, 2006). W badaniach zazwyczaj uzyskuje się potwierdzenie pozytywnego oddziaływania partycypacji wyborczej na efektywność działalności JST (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Revelli i Tovmo, 2007; Geys, Heinemann i Kalb, 2010), co jest tłumaczone większą świadomością obywatelską, zainteresowaniem sprawami publicznymi i większą kontrolą lokalnych społeczności nad rządzącymi. Dla norweskich JST oszacowano, że wzrost partycypacji wyborczej o 10 p.proc. powinien skutkować wzrostem efektywności o ok. 2,5%. W przypadku jednej z trzech wykorzystywanych w badaniu miar efektywności zależność ta okazała się jednak statystycznie nieistotna (Borge, Falch i Tovmo, 2008). Brak statystycznej istotności partycypacji wyborczej stwierdzili również Revelli i Tovmo (2007), którzy poddali analizie konkurencyjność sąsiadujących ze sobą gmin (*yardstick competition*).

Odmienne wnioski wyciągnęli Borge, Parmer i Torvik (2013). Analizując hipotezę kłątwy surowcowej (*paradox of plenty*) dla Norwegii, wykazali negatywne oddziaływanie partycypacji wyborczej na efektywność działalności JST. Zależność ta była jednak słabo istotna lub nieistotna statystycznie.

Badający działalność niemieckich JST Geys, Heinemann i Kalb (2010) oraz Kalb (2010) odnotowują pozytywną zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością kosztową, która wzmacnia się w przypadku jednostek charakteryzujących się większą autonomicznością.

Giordano i Tommasino (2011) analizowali wpływ zainteresowania polityką na efektywność działalności JST we Włoszech, mierzoną indeksem *PSP*. Jedną z zastosowanych przez tych badaczy zmiennych objaśniających był indeks zawierający informacje na temat liczby gazet sprzedanych w danej prowincji oraz wysokości frekwencji referendalnej w okresie od 1946 r. do 1989 r. Otrzymane wyniki wskazują na pozytywną zależność pomiędzy efektywnością a uczestnictwem obywateli w życiu publicznym (politycznym).

Rezultaty badań nie pozwalają na sformułowanie jednoznacznego wniosku co do kierunku oddziaływania frekwencji wyborczej na efektywność działalności sektora publicznego, niemniej jednak większość badań wskazuje na jej pozytywny wpływ. Zakłada się, że większa partycypacja wyborcza powinna sprzyjać wzrostowi efektywności.

Zagraniczne analizy nie biorą pod uwagę wpływu wykształcenia radnych na efektywność działalności gmin, a również ten czynnik wydaje się odzwierciedlać zależność agencyjną, gdyż delegując kogoś do wypełniania obowiązków

w naszym imieniu, staramy się wybrać osoby najbardziej kompetentne. Poziom wykształcenia został uwzględniony w badaniu Karbownik i Kuli (2009). Otrzymane wyniki wskazują na istotne znaczenie udziału radnych z wyższym wykształceniem dla efektywności funkcjonowania gmin wiejskich i miejsko-wiejskich. W przypadku gmin miejskich i miast na prawach powiatu zależność ta jest nieistotna statystycznie. Przyjmuje się, że większy udział radnych z wyższym wykształceniem sprzyja wzrostowi efektywności działalności sektora publicznego.

Niniejszy artykuł stara się uzupełnić dotychczasowe badania o polskie doświadczenia dotyczące efektywności funkcjonowania sektora publicznego. Analizę dla Polski przeprowadzono, wzorując się na parametrycznej metodzie analizy efektywności norweskich JST (Borge, Falch i Tovmo, 2008). Ze względu na specyfikę kraju i dostępność danych statystycznych zmodyfikowano jednak wskaźniki *PSP* i *PSE* oraz zastosowano odmienną specyfikację modelu. Wprowadzono do niego dodatkową zmienną — stopień wykształcenia radnych.

POMIAR WYNIKÓW DZIAŁALNOŚCI SEKTORA PUBLICZNEGO I JEGO EFEKTYWNOŚCI

Ustawa z 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym³ zapoczątkowała bardzo ważne zmiany w funkcjonowaniu państwa polskiego i jego administracji⁴. Jednostki samorządu terytorialnego stały się obligatoryjnymi związkami zamieszkałych w nich osób, których władze mają przede wszystkim reprezentować interesy tych osób i zaspokajać ich potrzeby (Regulski, 2010).

Gmina jako podstawowa jednostka administracyjna wykonuje zadania własne i zlecone, np. dotyczące: wodociągów i zaopatrzenia w wodę, kanalizacji i odprowadzania ścieków, pomocy społecznej, edukacji publicznej, ochrony środowiska, ochrony zdrowia, kultury fizycznej i turystyki, lokalnego transportu zbiorowego, dróg gminnych, ulic i mostów⁵. Wymienione dobra i usługi w dużej mierze spełniają kryteria dóbr publicznych⁶, które ze względu na swój charakter często nie mogą być efektywnie dostarczone przez rynek, a których brak znacząco wpływa na jakość życia ludności. Jedynym sposobem zapewnienia dóbr publicznych staje się dostarczenie ich przez sektor publiczny, co powinno się odbywać jak najefektywniej. Istnienie zależności agencji może wpływać na to negatywnie.

Podczas badania efektywności funkcjonowania sektora publicznego napotyka się na problem pomiaru jego działalności. Wiele dostarczanych dóbr i usług,

³ Dz. U. z 1990 r. Nr 16, poz. 95.

⁴ Kolejnymi istotnymi zmianami były reforma administracyjna w 1999 r. oraz wprowadzenie bezpośrednich wyborów wójtów i burmistrzów w 2002 r.

⁵ Art. 7 ust. 1—3 ustawy z 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym.

⁶ Z uwagi na ich nierywalizacyjny i niewykluczający charakter (np. drogi, ulice, mosty, ochrona środowiska) lub pozytywne efekty zewnętrzne (np. edukacja, ochrona zdrowia, pomoc społeczna, kultura).

ze względu na swój charakter, trudno jest wycenić⁷, a ponadto w wielu przypadkach występują problemy natury technicznej (brak danych). Z tych powodów badacze najczęściej korzystają z publikowanych wskaźników społeczno-ekonomicznych, które umożliwiają przybliżone oszacowanie produkcji sektora publicznego.

Opierając się na badaniach Afonsa, Schunknechta i Tanziego (2003, 2006), Borge'a, Falcha i Tovma (2008) oraz Karbownik i Kuli (2009), stworzono taksonomiczną miarę wielkości produkcji w postaci indeksu *PSP*. Oblicza się go ze wzoru:

$$PSP^i = \sum_{s=1}^S \left(\alpha_s \left(\sum_{j=1}^{I_s} \beta_{sj} \frac{x_{sj}^i}{\bar{x}_{sj}} \right) \right), \quad \sum_{s=1}^S \alpha_s = 1, \quad \sum_{j=1}^{I_s} \beta_{sj} = 1 \quad (1)$$

gdzie:

x_{sj}^i — wartość wskaźnika społeczno-ekonomicznego j dla danego obszaru działalności s w danej gminie i ,

\bar{x}_{sj} — średnia wartość wskaźnika społeczno-ekonomicznego dla danego obszaru działalności,

α_s, β_{sj} — wagi.

Podzielenie wartości danego wskaźnika przez średnią (normalizacja przez średnią) ma na celu ułatwienie kompilacji i interpretacji danych. W efekcie średnia wartość wskaźników społeczno-ekonomicznych jest równa 1. Wartości powyżej 1 świadczą o ponadprzeciętnej produkcji gmin, a wartości poniżej 1 — o produkcji poniżej przeciętnej.

Niektóre wskaźniki zawarte w indeksie *PSP* przybliżające wielkość dostarczanych dóbr publicznych mogą budzić wątpliwości. Z tego względu dodatkowo obliczono alternatywne indeksy *PSP_A* i *PSP_B*, skonstruowane identycznie jak *PSP*, lecz z użyciem mniejszej liczby wskaźników społeczno-ekonomicznych⁸. W indeksie *PSP_A* pominięto współczynnik skolaryzacji dla szkół podstawowych i gimnazjów, z powodu istnienia obowiązku szkolnego zarówno w szkole podstawowej, jak i gimnazjum. Gminy bowiem nie mają praktycznie wpływu na liczbę uczniów uczęszczających do szkół; nie mogą też odmówić ich przyjęcia. Pozostałe wskaźniki odnoszące się do oświaty i wychowania otrzymały wagę 0,25.

W alternatywnym indeksie *PSP_B* oprócz współczynników skolaryzacji usunięto pomoc społeczną. Procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny przedstawia bowiem stopień ubóstwa, które niejednokrotnie jest cha-

⁷ Przykładowo, wartość zdrowia, życia, poziomu edukacji społeczeństwa.

⁸ Pomimo zastosowania takiego samego podejścia, jak w opracowaniu Borge'a, Falcha i Tovma (2008) podstawowy wskaźnik oraz jego modyfikacje mają charakter autorski.

rakterystyczne dla danego regionu i tylko w niewielkim stopniu zależy od działań prowadzonych lokalnie, czyli pozostaje poza bezpośrednim oddziaływaniem władz gminy.

Wskaźniki zastosowane do obliczenia *PSP* oraz wagi przyjęte w badaniu przedstawiono w tabl. 1.

TABL. 1. SKŁADOWE I WAGI INDEKSU *PSP*

Obszar działalności gminy (wagi α_s) ^a	Wskaźniki społeczno-ekonomiczne (wagi β_s)
Oświata i wychowanie ^b (0,503)	współczynnik skolaryzacji — szkoły podstawowe ^{cd} (0,167) współczynnik skolaryzacji — gimnazja ^{cd} (0,167) procent dzieci do lat 6 objętych edukacją przedszkolną (0,167) liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na etat (0,167) liczba uczniów gimnazjów przypadających na etat (0,167) liczba dzieci do lat 6 w przedszkolach przypadających na etat (0,167)
Pomoc społeczna ^d (0,223)	procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny ^d (1,000)
Ochrona środowiska i gospodarka komunalna (0,132)	procent mieszkańców gminy korzystających z sieci wodociągowej (0,333) procent mieszkańców gminy korzystających z sieci kanalizacyjnej (0,333) procent mieszkańców gminy korzystających z oczyszczalni ścieków (0,333)
Administracja (0,142)	udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem (0,500) wartość środków unijnych <i>per capita</i> pozyskanych przez gminę (0,500)

^a Wagi w alternatywnym indeksie *PSP_B*: oświata i wychowanie (0,647), ochrona środowiska i gospodarka komunalna (0,170), administracja (0,183). ^b Waga w alternatywnym indeksie *PSP_A* (0,250). ^{c, d} Wskaźniki społeczno-ekonomiczne pominięte w alternatywnym indeksie: ^c — *PSP_A*, ^d — *PSP_B*.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Podstawowy indeks wyników działalności sektora publicznego obejmuje cztery obszary działalności gmin: oświatę i wychowanie, pomoc społeczną, ochronę środowiska i gospodarkę komunalną oraz administrację. W 2014 r. wydatki w wyszczególnionych obszarach stanowiły 71,1%⁹ wydatków ogółem gmin (GUS, 2015). Wagi α_s obliczono na podstawie udziałów poszczególnych rodzajów wydatków.

W zakresie oświaty i wychowania wskaźniki (współczynniki skolaryzacji dla szkół podstawowych i gimnazjów oraz procent dzieci do lat 6 objętych edukacją przedszkolną) przyjęto za Karbownik i Kulą (2009). Ze względu na duże znaczenie tego obszaru wprowadzono trzy dodatkowe wskaźniki, które poszerzają informacje o działalności gmin. Są one destymulantami, zatem do obliczeń indeksu stosuje się ich odwrotność. Wszystkim sześciu wskaźnikom przypisano taką samą wagę.

⁹ W przypadku alternatywnego indeksu *PSP_B* wielkość ta wyniosła 55,3%.

Produkcję w obszarze pomocy społecznej odzwierciedla procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny. Identycznego wskaźnika używają w badaniu Borge, Falch i Tovmo (2008).

W zakresie ochrony środowiska i gospodarki komunalnej produkcję wyrażono za pomocą procentu mieszkańców gminy korzystających z sieci wodociągowej, sieci kanalizacyjnej oraz oczyszczalni ścieków, a w zakresie administracji — za pomocą udziału wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem oraz wartości środków unijnych *per capita* pozyskanych przez gminę. Każdemu wskaźnikowi przypisano taką samą wagę. Identyczne wskaźniki w wymienionych obszarach działalności gmin zostały użyte przez Karbownik i Kulę (2009).

Wartość indeksu *PSP* obrazuje wielkość produkcji danej gminy w porównaniu do średniej. Aby uzyskać miarę efektywności działalności gminy, dzieli się indeks *PSP* przez znormalizowane dochody ogółem *per capita* uzyskiwane przez gminę. W wyniku tego działania otrzymuje się indeks *PSE*:

$$PSE_i = \frac{PSP_i}{\text{znormalizowane dochody ogółem } per\ capita\ i\text{-tej\ gminy}} \quad (2)$$

Podobnie jak w przypadku wskaźników społeczno-ekonomicznych oraz indeksu *PSP* indeks *PSE* przyjmuje średnią wartość równą 1. Gminy o wskaźniku powyżej 1 są ponadprzeciętnie efektywne, zaś wartości wskaźników poniżej 1 oznaczają efektywność poniżej przeciętnej.

Dla każdego indeksu *PSP* utworzono odpowiedni indeks *PSE*. Statystykę opisową indeksów *PSE*, *PSE_A* i *PSE_B* dla różnych rodzajów gmin przedstawia tabl. 2. i-tej

TABL. 2. STATYSTYKA OPISOWA INDEKSÓW *PSE*, *PSE_A* I *PSE_B* DLA POSZCZEGÓLNYCH RODZAJÓW GMIN

Gminy <i>a</i> — <i>PSE</i> <i>b</i> — <i>PSE_A</i> <i>c</i> — <i>PSE_B</i>	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Rozstęp	Minimum	Maksimum
O g ó ł e m	<i>a</i> 1,0323	1,0200	0,19327	2,56	0,12	2,68
	<i>b</i> 1,0326	1,0151	0,20666	2,61	0,13	2,73
	<i>c</i> 1,0304	0,9944	0,27142	3,08	0,15	3,24
Miejskie i miasta na pr- wach powiatu	<i>a</i> 1,0645	1,0904	0,22884	1,52	0,23	1,75
	<i>b</i> 1,0633	1,0883	0,22831	1,52	0,25	1,77
	<i>c</i> 1,0551	1,0660	0,21160	1,60	0,26	1,86
Miejsko-wiejskie	<i>a</i> 1,0233	1,0169	0,15747	1,40	0,29	1,69
	<i>b</i> 1,0234	1,0180	0,16378	1,36	0,31	1,67
	<i>c</i> 1,0233	1,0005	0,20543	1,54	0,35	1,89
Wiejskie	<i>a</i> 1,0288	1,0098	0,19900	2,57	0,13	2,69
	<i>b</i> 1,0296	1,0032	0,22195	2,63	0,14	2,77
	<i>c</i> 1,0280	0,9856	0,29208	3,14	0,17	3,31

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

Indeksy PSE i PSE_A mają zbliżoną statystykę opisową. Największe różnice efektywności, przeszło 20-krotne, występują w gminach wiejskich. Jednocześnie efektywność wielu z nich jest zbliżona do średniej, na co wskazuje wartość odchylenia standardowego. Elementami odstającymi w próbie są pojedyncze gminy, np. Kleszczów. Najmniejsze różnice efektywności, niespełna 6-krotne, występują w gminach miejsko-wiejskich; podobnie jest w gminach miejskich oraz miastach na prawach powiatu.

Indeks PSE_B ma najwyższą statystykę rozstępu oraz w przypadku ogółu gmin, gmin miejsko-wiejskich i gmin wiejskich — najwyższe odchylenia standardowe. Pomimo najmniejszej liczby czynników jest on najbardziej zróżnicowany.

SPECYFIKACJA MODELU I DANE

Na podstawie próby przekrojowej obejmującej 2475 gmin¹⁰ oszacowano parametry modelu ekonometrycznego. W analizie wykorzystano dane GUS oraz PKW z 2014 r. Oparto ją na modelu:

$$PSE_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

gdzie:

PSE_i — indeks efektywności działalności sektora publicznego i -tej gminy,
 x_i — wektor zmiennych objaśniających,
 ε_i — błąd.

Zmienne objaśniające to: dochody gminy ogółem *per capita* w tys. zł ($DOCH_OG_PC$), frekwencja wyborcza w % ($FREK_WYBOR$)¹¹, udział radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy w % ($RADNI_WYZ$) oraz liczba ludności w tys. osób ($LUDNOSC$). W celu rozróżnienia rodzajów gmin zastosowano zmienne zero-jedynkowe miast na prawach powiatu oraz gmin miejskich i miejsko-wiejskich. Poza tym wprowadzono do modelu zmienną zero-jedynkową dla wiejskiej gminy Kleszczów. Jest to najbogatsza gmina w Polsce, której dochody *per capita* znacznie odbiegają od pozostałych.

Dochody gminy ogółem *per capita* składają się z dochodów własnych gminy, dotacji ogólnej oraz subwencji wyrównawczej. Wydaje się, że dla analizy efektywności nie ma większego znaczenia źródło pochodzenia dochodów, dlatego nie dzieli się ich na składowe¹². Zastosowanie dochodów jako zmiennej obja-

¹⁰ Z powodu przesunięcia terminu wyborów samorządowych w Zielonej Górze z 2014 r. na 2015 r. w analizie nie uwzględniono tej gminy.

¹¹ W badaniu wykorzystano dane o frekwencji z pierwszej tury wyborów.

¹² Rozbicie dochodów na poszczególne składowe może być istotne dla zbadania stabilności modelu. Dokonano tego, a wyniki przedstawiono w tabl. 8.

śniającej pokazuje zdolność (możliwość) ich generowania przez gminę (*fiscal capacity*). Przyjmuje się, że pomiędzy wysokością dochodów a efektywnością występuje zależność negatywna. Jak dowodzą Borge, Falch i Tovmo (2008), dzieje się tak z dwóch powodów. Po pierwsze, gminy uzyskujące wysokie dochody zazwyczaj dbają o należyte standardy w innych obszarach działalności, np. w dostarczaniu dóbr i usług publicznych. Nie zależy im zatem na wdrażaniu specjalnych programów efektywnościowych. Po drugie, nie podlegają presji fiskalnej, ponieważ zwykle dysponują nadwyżką budżetową.

W zależności agencyjnej między społeczeństwem a rządzącymi społeczeństwo jako mocodawca stara się kontrolować agenta. Przyjmuje się, że wyższa frekwencja wyborcza oznacza większe zainteresowanie społeczeństwa działalnością polityków, co w przypadku wysokiej frekwencji oznacza wysoki stopień legitymizacji władzy (Cześniak, 2009; Panicz, 2011). Władza wydaje się postępować zgodnie z wolą społeczną, co wpisuje się w zależność agencyjną (agent postępuje zgodnie z wolą mocodawcy). Wysoki udział radnych z wyższym wykształceniem oznacza natomiast dążenie do wyboru jak najbardziej kompetentnych rządzących. Zakłada się, że lepiej wykształcony agent jest w stanie lepiej wypełniać obowiązki.

Użycie liczby ludności jako zmiennej objaśniającej wiąże się z mechanizmem subwencji i dotacji, jakie otrzymują gminy. Ma również wskazać, czy wielkość gminy mierzona liczbą mieszkańców wpływa na efektywność dostarczania dóbr publicznych.

Zgodnie z ustawą z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego¹³ gminy otrzymują subwencję ogólną (art. 7 ust. 1) oraz dotacje celowe z budżetu państwa na wykonywanie zadań zleconych ustawami (art. 8 ust. 1). Znaczenie tych dochodów jest duże — w 2014 r. ich udział w dochodach ogółem gmin wyniósł 50,7% (GUS, 2015). Wysokość otrzymywanych subwencji i dotacji zależy od wielu czynników, wśród których duże znaczenie ma liczba ludności (Stępień i Makrenek, 2004). Ogólnie rzecz ujmując, mechanizm subwencji i dotacji wspiera gminy o małej liczbie mieszkańców. Są to zazwyczaj gminy wiejskie mające niskie dochody własne¹⁴. W gminach miejskich i miastach na prawach powiatu, miejsko-wiejskich i wiejskich zmienna ta powinna oddziaływać inaczej.

Pomimo użycia zmiennych zero-jedynkowych dla poszczególnych rodzajów gmin analizie poddano efektywność w ich grupach. W tym celu na nowo obliczono indeksy PSE , PSE_A i PSE_B wyłącznie dla gmin miejskich łącznie z miastami na prawach powiatu oraz dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Liczba prób wynosiła odpowiednio: 304, 608 i 1563.

¹³ Dz. U. z 2003 r. Nr 203, poz. 1966.

¹⁴ W systemie subwencji punktem wyjścia są dochody własne podmiotów i oparty na nich wskaźnik G . W zależności od ustalonych widełek wskaźnika gmina otrzymuje wyższą lub niższą kwotę dotacji. Najbogatsze gminy muszą przekazywać część swoich dochodów pozostałym.

WYNIKI ESTYMACJI

Analizie poddano trzy miary efektywności: PSE , PSE_A i PSE_B dla wszystkich gmin w Polsce, gmin miejskich łącznie z miastami na prawach powiatu¹⁵, gmin miejsko-wiejskich oraz gmin wiejskich. Do estymacji parametrów modeli użyto klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK)¹⁶.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B DLA OGÓLU GMIN

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
<i>CONST</i>	1,429*** (50,455)	1,463*** (47,472)	1,526*** (37,412)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,120*** (-32,531)	-0,122*** (-30,313)	-0,112*** (-21,075)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001* (-1,768)	-0,002*** (-3,267)	-0,005*** (-7,867)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,094*** (4,610)	0,138*** (6,212)	0,357*** (12,129)
<i>LUDNOSC</i>	0,000 (0,676)	0,000 (0,763)	0,000 (1,966)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,080*** (-3,062)	-0,090*** (-3,168)	-0,115*** (-3,061)
<i>MIEJSKIE</i>	0,114*** (9,077)	0,106*** (7,755)	0,172*** (9,576)
<i>MIEJSKO_WIEJ</i>	0,049*** (6,235)	0,050*** (5,918)	0,072*** (6,367)
<i>KLESZCZOW</i>	4,550*** (20,280)	4,640*** (19,007)	4,275*** (13,236)
Liczba obserwacji	$N=2475$	$N=2475$	$N=2475$
R^2	0,394	0,373	0,363
Skorygowany R^2	0,392	0,371	0,361

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę t -Studenta.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych PKW i GUS.

Z estymacji parametrów modelu dla ogółu gmin (tabl. 3) wynika, że zmienna liczba ludności jest nieistotna statystycznie w przypadku każdej miary efektywności. To logiczny wynik, gdyż efektywność sektora publicznego danej gminy wydaje się niezależna od jej liczby mieszkańców. Nie można przyjmować, że mała gmina wiejska czy miejska będzie mniej efektywna od gminy mającej dużą liczbę mieszkańców.

¹⁵ W badaniu podjęto próbę weryfikacji modelu wyłącznie dla miast na prawach powiatu, jednak ze względu na ich relatywnie małą liczbę (65 obserwacji) napotkano problem heteroskedastyczności modelu oraz braku istotności jego parametrów.

¹⁶ Wszystkie badania opisane w literaturze przedmiotu przeprowadzono również przy użyciu KMNK lub jej rozszerzeń (modyfikacji).

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie oraz (poza frekwencją wyborczą) mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Wykształcenie radnych oddziałuje na efektywność pozytywnie, niezależnie od przyjętej miary. Pozwala to potwierdzić zależność agencyjną, w której obywatele starają się wybierać osoby o wysokich kompetencjach, oczekując od nich większej efektywności. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej wszystkimi wersjami indeksu *PSE* odnotowuje się zależność negatywną. Koresponduje to z wynikami, jakie otrzymali Borge, Falch i Tovmo (2008) dla norweskich JTS.

Użyte w modelu zmienne zero-jedynkowe są istotne statystycznie. Wartości ich parametrów pozwalają na uszeregowanie rodzajów gmin pod względem efektywności. Niezależnie od wariantu indeksu *PSE* kolejność od najbardziej do najmniej efektywnych pozostaje taka sama: gminy miejskie, miejsko-wiejskie, wiejskie i miasta na prawach powiatu. Kleszczów wyróżnia się *in plus* pod względem efektywności na tle gmin w Polsce.

Frekwencja wyborcza dla każdej z miar efektywności ma przeciwny do oczekiwanego znak oszacowanych parametrów, co oznacza negatywną zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością. Prawdopodobnie wynika to ze specyfiki polskiej demokracji. Pod względem partycypacji wyborczej w wyborach parlamentarnych (ogólnokrajowych) Polska znacznie odbiega od innych krajów byłego bloku wschodniego będących obecnie członkami Unii Europejskiej. Podczas gdy średnia frekwencja w tamtych krajach oscyluje pomiędzy 60 a 70%, to w Polsce wynosi niecałe 50%. Identycznie przedstawia się porównanie z rozwiniętymi demokracjami. Jesteśmy outsiderami w regionie. Poza tym *Partycypacja wyborcza w Polsce jest niestabilna — wielu obywateli między wyborami przechodzi od uczestnictwa do absencji lub vice versa* (Cześniak, 2009, s. 30). Wiele zależy tu od struktury społecznej, która silnie wiąże się z poziomem frekwencji. W przypadku wyborów samorządowych frekwencja wyborcza jest podobna, tj. ok. 50%, dostrzega się jednak pewną prawidłowość: im mniejsza jednostka samorządowa, tym więcej mieszkańców bierze udział w wyborach¹⁷. Tezę tę potwierdza analiza statystyki opisowej frekwencji wyborczej z próby (tabl. 4).

TABL. 4. STATYSTYKA OPISOWA FREKWENCJI WYBORCZEJ W % W GMINACH W 2014 R.

Gminy	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Rozstęp	Minimum	Maksimum
Ogółem	53,2	52,9	7,6	49,8	29,5	79,3
Miejskie i miasta na prawach powiatu	46,5	45,9	6,5	41,1	29,5	70,7
Miejsko-wiejskie	51,0	50,9	6,1	35,5	34,0	69,6
Wiejskie	55,3	55,0	7,3	46,5	32,8	79,3

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PKW.

¹⁷ Wyjątek stanowią największe miasta (tzw. syndrom miasta stołecznego), gdzie intensywne kampanie wyborcze aktywizują politycznie mieszkańców (Kurniewicz i Trutkowski, 2015a).

Frekwencja wyborcza rośnie wraz ze zmniejszaniem się wielkości JST. Najwyższą odnotowano w gminach wiejskich (79,3%), a najniższą — w miejskich i miastach na prawach powiatu (29,5%). W przekroju kraju jest relatywnie niska.

Wyniki badania Kurniewicz i Trutkowskiego (2015a)¹⁸ wskazują, że niska frekwencja wyborcza¹⁹ sprzyja dotychczasowym liderom. Autorzy zauważają: *Wyraźnie rysuje się negatywny związek między szansą reelekcji a osiąganą frekwencją wyborczą. [...] Odsetek liderów, którym wyborcy zaufali ponownie jest przy tym najwyższy w miastach na prawach powiatu i gminach wiejskich* (Kurniewicz i Trutkowski, 2015a, s. 11). W związku z tym przypuszczają, że częstszym powodem udziału wyborców w wyborach jest sprzeciw wobec sposobu zarządzania daną gminą niż wyrażenie uznania. Należy jednak zauważyć, że negatywny związek pomiędzy poziomem frekwencji wyborczej a szansą reelekcji został odnotowany w przypadku gmin, w których kandydował dotychczasowy lider (Kurniewicz i Trutkowski, 2015b). Wyniki potwierdzające istnienie ujemnej zależności pomiędzy frekwencją a wygraną lidera otrzymali również Bukowska i Fałkowski (2016). Na podstawie analizy długotrwałego pozostawania wójtów przy władzy (sześć kadencji, gminy wiejskie) oszacowali, że gminy, w których przez długi czas u władzy pozostawała ta sama osoba, charakteryzowały się frekwencją wyborczą o 1,9 p.proc. niższą od pozostałych. W gminach, gdzie wójtowie się zmieniali, frekwencja była wyższa. Autorzy zauważają jednak, że niska frekwencja może być wyrazem poparcia dla prowadzonej polityki lub braku wiary w możliwość pozytywnych zmian. Dokładne rozpoznanie przyczyny wymaga pogłębienia analiz, otrzymane wyniki należy zatem traktować ostrożnie.

Analiza zależności pomiędzy frekwencją wyborczą a oceną działalności władz samorządowych wydaje się potwierdzać słuszność takiego podejścia²⁰. W tym przypadku nie stwierdzono bowiem statystycznie istotnej zależności. Relatywnie dobre i złe oceny mogły się pojawiać niezależnie od poziomu frekwencji wyborczej. W odpowiedziach zawierających ocenę efektów kadencji zauważono natomiast aktywizację elektoratu w sytuacji niezadowolenia z lokalnych warunków życia i na tej podstawie wykazano istnienie negatywnych zależności pomiędzy frekwencją wyborczą a oceną efektów kadencji w wyróżnionych

¹⁸ Badanie, podsumowujące kadencję 2010—2014, przeprowadzono techniką CAWI (Computer Assisted Web Interview — wywiadu za pośrednictwem Internetu) po wyborach samorządowych w 2014 r. Kwestionariusze wysłano do wszystkich gmin; ostatecznie w bazie znalazło się 627 (28 miast na prawach powiatu, 69 gmin miejskich, 146 miejsko-wiejskich oraz 384 gminy wiejskie).

¹⁹ Analizowano frekwencję wyborczą w pierwszej turze wyborów.

²⁰ Pytanie dotyczące oceny sformułowano następująco: „Jak ogólnie ocenia Pan/Pani działalność władz samorządowych w Państwa jednostce w mijającej kadencji, biorąc pod uwagę istniejące możliwości/uwarunkowania?”.

dziedzinach²¹. Ze względu na ograniczenie zakresu analizy do pewnych obszarów, również ten wynik należy traktować ostrożnie.

Uzyskana w modelu ujemna zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością funkcjonowania sektora publicznego teoretycznie zdaje się potwierdzać tezy dotyczące aktywizacji elektoratu w przypadku złej oceny władzy lokalnej i wyrażenia w ten sposób sprzeciwu wobec jej dalszej działalności. Nie wydaje się jednak właściwe twierdzenie, że niska frekwencja będzie warunkować wyższą efektywność; na podstawie przeprowadzonego badania nie należy wyciągać wniosku o takim związku przyczynowo-skutkowym. Możliwe, że istnieje inna, nieuwzględniona w badaniu zmienna, która oddziałuje na efektywność działalności gmin i frekwencję wyborczą²². Jej identyfikacja wymagałaby jednak przeprowadzenia dodatkowego badania ankietowego.

W przypadku każdej z trzech miar efektywności znak oszacowanego parametru frekwencji wyborczej jest odwrotny niż w większości relacji otrzymanych dla państw rozwiniętych, takich jak Norwegia, Niemcy czy Włochy. Nie znajduje zatem potwierdzenia zależność agencyjna rozumiana jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy. W celu dokładniejszej analizy estymuje się parametry modelu dla poszczególnych rodzajów gmin.

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE, PSE_A I PSE_B DLA GMIN MIEJSKICH I MIAST NA PRAWACH POWIATU

Zmienne	PSE	PSE _A	PSE _B
CONST	1,311*** (15,584)	1,293*** (18,726)	1,288*** (14,769)
DOCH_OG_PC	-0,075*** (-11,863)	-0,074*** (-11,385)	-0,060*** (-9,190)
FREK_WYBOR	0,001 (0,509)	0,001 (0,580)	-0,002 (-1,392)
RADNI_WYZ	0,078 (1,421)	0,088 (1,531)	0,217*** (3,799)
LUDNOSC	-0,000 (-1,197)	-0,000 (-1,056)	-0,000 (-0,510)
MIASTA_POW	-0,240*** (-8,588)	-0,230*** (-7,947)	-0,245*** (-8,454)
Liczba obserwacji	N=304	N=304	N=304
R ²	0,628	0,599	0,533
Skorygowany R ²	0,622	0,592	0,525

U w a g a. Poziom istotności *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

²¹ Były to m.in.: klimat inwestycyjny, wygląd miejscowości, stan techniczny infrastruktury oświatowej, jakość transportu publicznego i dostępność mieszkań komunalnych.

²² Autor przypuszcza, że może to być zmienna odnosząca się do nieodpowiednich zachowań rządzących (np. skandal, korupcja, łamanie prawa), która jednocześnie oddziałuje na efektywność dostarczania dóbr publicznych i nastroje społeczne.

Wyniki estymacji modelu obejmującego gminy miejskie i miasta na prawach powiatu (tabl. 5) wskazują, że zmienne frekwencja wyborcza oraz liczba ludności są nieistotne statystycznie w przypadku wszystkich miar efektywności. Nie stwierdza się zatem zależności pomiędzy nimi a efektywnością działalności gmin. W przypadku frekwencji jest to zbieżne z wynikami oceny działalności władz samorządowych w badaniu CAWI.

Wzrost udziału radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy oddziałuje pozytywnie jedynie na efektywność mierzoną indeksem PSE_B . W pozostałych przypadkach zależność ta jest nieistotna statystycznie. Koresponduje to z wynikami otrzymanymi przez Karbownik i Kulę (2009). Możliwe, że mieszkańcy miast i gmin miejskich nie traktują wykształcenia jako czynnika mającego istotny wpływ na efektywne działania danego polityka.

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie i mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej indeksami PSE odnotowuje się zależność negatywną. Wyniki estymacji wskazują również na niższą efektywność miast na prawach powiatów niż gmin miejskich.

TABL. 6. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B DLA GMIN MIEJSKO-WIEJSKICH

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
<i>CONST</i>	1,390*** (26,406)	1,397*** (25,082)	1,447*** (19,887)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,131*** (-20,121)	-0,131*** (-19,120)	-0,125*** (-13,903)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,000 (0,515)	0,000 (0,148)	-0,003** (-2,483)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,038 (1,104)	0,059* (1,652)	0,149*** (3,173)
<i>LUDNOSC</i>	0,002*** (2,826)	0,002*** (2,871)	0,005*** (6,024)
Liczba obserwacji	$N=608$	$N=608$	$N=608$
R^2	0,424	0,404	0,354
Skorygowany R^2	0,420	0,400	0,350

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wyniki estymacji modelu dla gmin wiejsko-miejskich (tabl. 6) wskazują, że frekwencja wyborcza jest nieistotna statystycznie w jednym przypadku, a udział radnych z wyższym wykształceniem — w dwóch. Zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością mierzoną indeksem PSE_B jest ujemna. W przypadku udziału radnych z wyższym wykształceniem odnotowuje się dodatnią zależność dla efektywności mierzonej indeksami PSE_A i PSE_B .

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie i mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej wszystkimi wersjami indeksu *PSE* odnotowuje się zależność ujemną. Wyniki estymacji wskazują również na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gmin. Może to być wynikiem efektu skali, znaczącego w gminach miejsko-wiejskich²³.

TABL. 7. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI *PSE*, *PSE_A* I *PSE_B* DLA GMIN WIEJSKICH

Zmienne	<i>PSE</i>	<i>PSE_A</i>	<i>PSE_B</i>
<i>CONST</i>	1,486*** (35,968)	1,513*** (32,533)	1,501*** (23,889)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,144*** (-23,870)	-0,147*** (-21,759)	-0,132*** (-14,420)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001 (-1,343)	-0,002** (-2,418)	-0,004*** (-4,723)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,119*** (3,932)	0,175*** (5,115)	0,388*** (8,403)
<i>LUDNOSC</i>	0,006*** (5,277)	0,009*** (6,549)	0,016*** (8,700)
<i>KLESZCZOW</i>	5,466*** (17,540)	5,646*** (16,092)	5,001*** (10,548)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563
<i>R</i> ²	0,320	0,307	0,269
Skorygowany <i>R</i> ²	0,318	0,305	0,267

U w a g a. Poziom istotności: ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wyniki estymacji modelu obejmującego gminy wiejskie (tabl. 7) wskazują, że zmienna frekwencja wyborcza jest nieistotna statystycznie dla efektywności działalności gminy mierzonej indeksem *PSE*. W przypadku pozostałych gmin odnotowuje się zależność ujemną. Koresponduje to z wynikami badania CAWI w odniesieniu do ponownego wyboru liderów oraz oceny efektów kadencji. Jest także zgodne z wynikami otrzymanymi przez Bukowską i Fałkowskiego (2016). Podobnie jak w przypadku ogółu gmin należy pamiętać, że uzyskana tu ujemna zależność nie dowodzi istnienia zależności przyczynowo-skutkowej i może być determinowana przez inną zmienną.

Wraz ze wzrostem udziału radnych z wyższym wykształceniem obserwuje się wzrost efektywności działalności gminy w przypadku każdej z trzech wersji indeksu. Koresponduje to z wynikami Karbownik i Kuli (2009). Można przypuszczać, że dla wyborców gmin wiejskich znaczenie wykształcenia radnych jest istotne. W przypadku dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mie-

²³ Przykładowo, koszt utrzymania szkoły czy budowy kanalizacji jest zbliżony niezależnie od liczby mieszkańców, korzyści są jednak zróżnicowane.

rzonych indeksami PSE odnotowuje się zależność negatywną. Wyniki estymacji wskazują ponadto na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gminy. Podobnie jak w przypadku gmin miejsko-wiejskich może to być wynikiem efektu skali. Kleszczów różni się *in plus* pod względem efektywności od pozostałych gmin wiejskich.

W celu zbadania odporności uzyskanych wyników na zmianę specyfikacji modelu, powiększono liczbę zmiennych. Zmienną dochody ogółem gminy *per capita* zastąpiono trzema zmiennymi: dochody własne gminy *per capita*, subwencje *per capita* oraz dotacje *per capita*. W większości przypadków wyniki pozostały odporne na zmianę specyfikacji modelu (tabl. 8).

TABL. 8. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B Z WIĘKSZĄ LICZBĄ ZMIENNYCH

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
Gminy ogółem			
<i>CONST</i>	1,423*** (47,210)	1,494*** (45,682)	1,714*** (41,449)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,118*** (-26,790)	-0,116*** (-24,265)	-0,088*** (-14,554)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,109*** (-8,544)	-0,147*** (-10,621)	-0,286*** (-16,369)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,129*** (-14,696)	-0,140*** (-14,704)	-0,180*** (-14,916)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001* (-1,837)	-0,001*** (-2,684)	-0,004*** (-5,585)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,092*** (4,312)	0,111*** (4,750)	0,217*** (7,369)
<i>LUDNOSC</i>	0,000 (0,632)	0,000 (0,763)	-0,000 (-0,564)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,080*** (-2,997)	-0,070** (-2,430)	-0,013 (-0,349)
<i>MIEJSKIE</i>	0,118*** (9,095)	0,098*** (6,941)	0,112*** (6,332)
<i>MIEJSKO_WIEJ</i>	0,051*** (6,385)	0,047*** (5,489)	0,048*** (4,369)
<i>KLESZCZOW</i>	4,339*** (17,495)	4,257*** (15,813)	3,050*** (8,963)
Liczba obserwacji	$N=2475$	$N=2475$	$N=2475$
R^2	0,395	0,377	0,422
Skorygowany R^2	0,393	0,374	0,420
Gminy miejskie i miasta na prawach powiatu			
<i>CONST</i>	1,297*** (15,493)	1,280*** (14,671)	1,293*** (14,991)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,087*** (-10,893)	-0,084*** (-10,133)	-0,050*** (-6,070)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,031 (-0,769)	-0,072* (-1,729)	-0,169*** (-4,113)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,026 (-0,938)	-0,025*** (-2,839)	-0,078*** (-2,687)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,000 (0,066)	0,001 (0,474)	-0,001 (-0,450)

TABL. 8. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE, PSE_A I PSE_B Z WIĘKSZĄ LICZBĄ ZMIENNYCH (dok.)

Zmienne	PSE	PSE _A	PSE _B
Gminy miejskie i miasta na prawach powiatu (dok.)			
<i>RADNI_WYZ</i>	0,088 (1,597)	0,095* (1,661)	0,209*** (3,704)
<i>LUDNOSC</i>	-0,000 (-1,093)	-0,000 (-0,726)	0,000 (-1,434)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,282*** (-7,587)	-0,244*** (-6,309)	-0,166*** (-4,345)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =304	<i>N</i> =304	<i>N</i> =304
<i>R</i> ²	0,637	0,604	0,549
Skorygowany <i>R</i> ²	0,628	0,595	0,538
Gminy miejsko-wiejskie			
<i>CONST</i>	1,490*** (26,991)	1,529*** (26,122)	1,754*** (23,657)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,175*** (-19,773)	-0,173*** (-18,418)	-0,146*** (-12,314)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,247*** (-10,544)	-0,277*** (-11,147)	-0,420*** (-13,419)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,055*** (-4,488)	-0,060*** (-4,630)	-0,086*** (-5,249)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,001 (1,312)	0,001 (1,075)	-0,001 (-1,151)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,016 (0,478)	0,022 (0,608)	0,024 (0,526)
<i>LUDNOSC</i>	0,002*** (3,009)	0,002*** (2,422)	0,002*** (3,049)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =608	<i>N</i> =608	<i>N</i> =608
<i>R</i> ²	0,472	0,452	0,447
Skorygowany <i>R</i> ²	0,467	0,446	0,441
Gminy wiejskie			
<i>CONST</i>	1,478*** (33,217)	1,560*** (31,248)	1,750*** (28,826)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,134*** (-19,591)	-0,134*** (-17,498)	-0,105*** (-10,531)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,113*** (-6,527)	-0,157*** (-8,075)	-0,285*** (-11,242)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,179*** (-13,845)	-0,196*** (-13,548)	-0,234*** (-12,352)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001 (-1,541)	-0,002** (-2,251)	-0,003*** (-3,802)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,113*** (3,617)	0,143*** (4,074)	0,262*** (5,728)
<i>LUDNOSC</i>	0,006*** (4,575)	0,007*** (5,336)	0,011*** (6,391)
<i>KLESZCZOW</i>	5,002*** (14,491)	5,021*** (12,956)	3,751*** (7,409)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563
<i>R</i> ²	0,325	0,316	0,325
Skorygowany <i>R</i> ²	0,321	0,313	0,322

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wprowadzone dodatkowe zmienne mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami oraz są istotne statystycznie. Wyjątek stanowi indeks PSE dla gmin miejskich oraz miast na prawach powiatu, który pozostaje statystycznie nieistotny dla subwencji i dotacji. W innych przypadkach odnotowuje się ujemną i statystycznie istotną zależność pomiędzy efektywnością działalności a dochodami gminy, niezależnie od ich źródła.

W modelu dla gmin ogółem statystyczną istotność traci wyłącznie zmienna zero-jedynkowa dla miast na prawach powiatu w przypadku indeksu PSE_B . Pozostałe zmienne mają identyczne znaki oszacowanych parametrów oraz wykazują istotność statystyczną (tabl. 3 i 8). W modelu dla gmin miejskich oraz miast na prawach powiatu również występuje jedna różnica. Dla indeksu PSE_A otrzymuje się istotny statystycznie wpływ zmiennej udział radnych z wyższym wykształceniem (tabl. 5 i 8). W modelu dla gmin miejsko-wiejskich w żadnym przypadku nie odnotowuje się statystycznej istotności dla frekwencji wyborczej oraz udziału radnych z wyższym wykształceniem w radzie gminy. Zmienne te były istotne w pierwotnej specyfikacji modelu — frekwencja dla indeksu PSE_A , a udział radnych dla indeksów PSE_A i PSE_B (tabl. 6 i 8). W modelu dla gmin wiejskich wszystkie zmienne mają identyczne znaki oszacowanych parametrów oraz wykazują istotność statystyczną (tabl. 7 i 8).

Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonych analiz sformułowano następujące wnioski:

- oszacowane znaki parametrów modeli wskazują na brak zależności lub zależność ujemną pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością działalności gmin mierzoną przy pomocy trzech wersji indeksu PSE . Nie potwierdzono zatem istnienia zależności agencyjnej rozumianej jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy;
- uzyskana ujemna zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością działalności gmin może teoretycznie wskazywać na prawdziwość tezy dotyczącej aktywizacji elektoratu w przypadku złej oceny władzy lokalnej, mającej na celu wyrażenie sprzeciwu wobec jej dalszej działalności. Mimo to nie wydaje się właściwe twierdzenie, że niska frekwencja będzie warunkować wyższą efektywność — nie należy wyciągać wniosku o takim związku przy czynowo-skutkowym. Możliwe, że istnieje inna zmienna (np. skandal, korupcja, łamanie prawa), nieuwzględniona w badaniu, która oddziałuje jednocześnie na efektywność i frekwencję;
- oszacowane znaki parametrów modeli wskazują na brak zależności lub dodatnią zależność pomiędzy wielkością udziału radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy a efektywnością jej działalności mierzoną za pomocą trzech wersji indeksu PSE . Pozwala to potwierdzić zależność agencyjną, polegającą na tym, że obywatele starają się wybierać osoby o wysokich kompe-

tencjach, oczekując od nich otrzymywania większej efektywności w dostarczaniu dóbr publicznych. Zależność ta jest odnotowywana w szczególności dla ogółu gmin oraz gmin wiejskich;

- wyniki estymacji wskazują na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gmin wyłącznie dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Może to być wynikiem efektu skali.

dr Radosław Piwowarski — *Uniwersytet Łódzki*

LITERATURA

- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V. (2003). Public sector efficiency: an international comparison. *European Central Bank Working Paper*, (242), 1—37.
- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V. (2006). Public sector efficiency — evidence for new EU member states and emerging markets. *European Central Bank Working Paper Series*, (581), 1—50.
- Alt, J. E., Lassen, D. D. (2006). Fiscal transparency, political parties and debt in OECD countries. *European Economic Review*, 50, 1403—1439.
- Alvarez, M. R., Hall, T. E. (2006). Controlling Democracy: The Principal-Agent Problems in Election Administrations. *The Policy Studies Journal*, 34(4), 491—510.
- Borge, L. E., Falch, T., Tovmo, P. (2008). Public sector efficiency: the roles of political and budgetary institutions, fiscal capacity, and democratic participation. *Public Choice*, 136, 475—495.
- Borge, L.E., Parmer, P., Torvik, R. (2013). Local natural resource curse? *CAMP Working Paper Series*, (5), 1—37.
- Bukowska, G., Fałkowski, J. (2016). Monopolizacja władzy a wyniki gospodarcze na poziomie Polski lokalnej. *Gospodarka Narodowa*, (2), 91—120.
- Cześnik, M. (2009). *Partycypacja wyborcza Polaków*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- De Borger, B., Kerstens, K. (1996). Cost efficiency of Belgian local governments: A comparative analysis of FDH, DEA and econometric approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 26, 145—170.
- De Borger, B., Kerstens, K., Moesen, W., Vanneste, J. (1994). Explaining differences in productive efficiency: An application to Belgian municipalities. *Public Choice*, 80, 339—358.
- Eisenhardt, K. M. (1989). Agency Theory: An Assessment and Review. *Academy of Management Review*, 14(1), 57—74.
- Geys, B., Heinemann, F., Kalb, A. (2010). Voter involvement, fiscal autonomy and public sector efficiency: Evidence from German municipalities. *European Journal of Political Economy*, 26, 265—278.
- Geys, B., Heinemann, F., Kalb, A. (2012). Value for money? German local government efficiency in a comparative perspective. *Applied Economics*, 44(2), 201—218.
- Giordano, R., Tommasino, P. (2011). Public sector efficiency and political culture. *Working Papers (Temi di discussione) Banca D'Italia*, (786), 1—34.
- GUS (2015). *Gospodarka finansowa jednostek samorządu terytorialnego 2014*. Warszawa: GUS.
- Kalb, A. (2010). *Public sector efficiency: applications to local governments in Germany*. Wiesbaden: Gabler Verlag.
- Karbownik, B., Kula, G. (2009). Efektywność sektora publicznego na poziomie samorządu lokalnego. *Materiały i Studia NBP*, (242), 1—49.

- Kurniewicz, A., Trutkowski, C. (2015a). *Bilans kadencji 2010—2014 w świetle wyników wyborów samorządowych. Najważniejsze wnioski*. Pobrane z: http://www.frdl.org.pl/pliki/frdl/document/publikacjeFRDL/Bilans_WNIOSKI.pdf (dostęp 16.11.2016 r.).
- Kurniewicz, A., Trutkowski, C. (2015b). *Bilans kadencji 2010—2014, wyniki badania CAWI*. Pobrane z: <http://www.frdl.org.pl/pliki/frdl/document/publikacjeFRDL/BILANS%20kadencji%20prezentacja%20calosc.pdf> (dostęp 16.11.2016 r.).
- Panicz, U. (2011). Frekwencja wyborcza a stan polskiej demokracji. *Refleksje*, (4), 107—123.
- Piwowski, R. (2014). Społeczne oceny działalności polskich rządów w latach 2002—2012 w świetle modelu uwzględniającego umiejętności i karierę polityka. *Studia Ekonomiczne*, (4), 469—588.
- Regulski, J. (2010). Samorząd a model państwa. *Infos BAS*, (10), 1—4.
- Revelli, F., Tovmo, P. (2007). Revealed yardstick competition: Local government efficiency patterns in Norway, *Journal of Urban Economics*, (62), 121—134.
- Ross, S. A. (1973). The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem. *The American Economic Review*, 63(2), 134—139.
- Stępień, B., Makrenek, M. (2004). *Subwencja wyrównawcza dla gmin. Analiza szczegółowa*. Pobrane z: http://www.iar.pl/PlikiPdf/Opracowania/Subwencja_wyrownawcza-analiza_szczegolowa.pdf (dostęp 21.11.2016 r.).

Summary. *The aim of the research is to assess the influence of voter turnout and education level of councillors — which can be considered as the elements affecting the agency relationship — on the efficiency of public goods delivery by gminas. Public Sector Efficiency (PSE) index was used as a measure of efficiency. On the basis of the cross-sectional sample, the parameters of the econometric model were estimated for all gminas and their breakdown into: urban including cities with powiat rights, urban-rural and rural. Data published by the CSO and the National Electoral Commission for 2014 were used. The results did not confirm agency dependence understood as a greater involvement of citizens in politics and better control of power. They indicated, however, the possibility of a positive relationship between councillors' competencies and the efficiency of public goods delivery to the residents of gminas.*

Keywords: public sector efficiency, voter turnout, agency theory.

Roman DYDUCH

Efektywność finansowa obligacji strukturyzowanych

Streszczenie. *Celem artykułu jest analiza obligacji strukturyzowanych w zakresie efektywności finansowej, rozumianej jako matematyczny stosunek nakładów do zysków. Miarą efektywności finansowej obligacji strukturyzowanych jest ich stopa zwrotu, wyznaczona na podstawie końcowych wyników finansowych obligacji w odniesieniu do założeń opisanych w prospekcie emisyjnym, z uwzględnieniem kosztów inwestycji.*

W ocenie efektywności finansowej uwzględniono inflację, która powoduje, że aspiracje inwestorów ponad opcję 100% ochrony kapitału, skorygowane o poziom inflacji, oznaczają obniżenie lub brak zysku. W przypadku deflacji sytuacja jest odwrotna. W celu dokładniejszego zobrazowania efektywności inwestycji w obligacje strukturyzowane porównano stopę zwrotu zakończonych emisji obligacji strukturyzowanych ze wskaźnikiem inflacji. Podstawę badania stanowiły obligacje strukturyzowane rozpoczęte i zakończone w okresie od 1.01.2000 r. do 31.12.2013 r. w Polsce. Dane zaczerpnięto z ogólnie dostępnych baz i raportów, m.in. Structus.pl oraz Komisji Nadzoru Finansowego i Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

Liczba rozpoczętych obligacji w badanym okresie wzrosła średniorocznie o 47,76%. Termin inwestycji zakończyło 100 obligacji strukturyzowanych, a roczny zysk netto chronologicznie kształtował się w przedziale 54,0—19,4%.

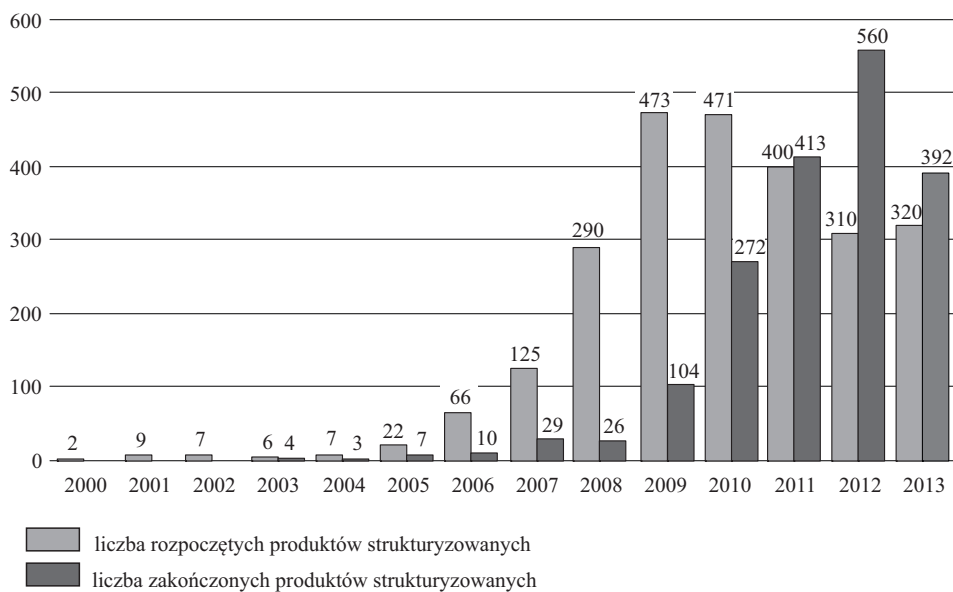
Słowa kluczowe: obligacja, obligacja strukturyzowana, produkty strukturyzowane, inwestycje alternatywne, stopa zwrotu, zysk, inflacja.

JEL: E40, F65, G10

Produkty strukturyzowane są instrumentami finansowymi, których cena jest uzależniona od wartości określonego wskaźnika rynkowego (<http://www.gpw.pl>). Innymi słowy mają one charakter hybrydowy, stanowią portfele instrumentów o stałym dochodzie (zob. Bartkowiak, Echaust, 2013; Chodhry, 2004).

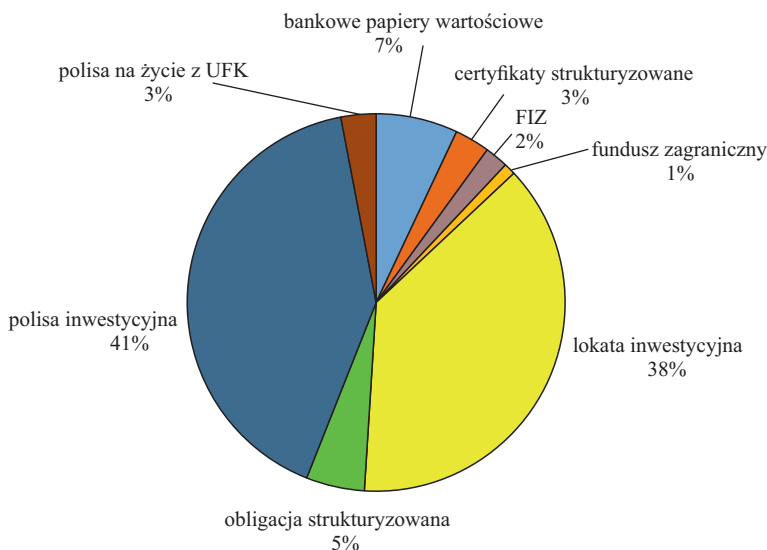
Od pojawienia się na polskim rynku kapitałowym pierwszego produktu strukturyzowanego z roku na roku następował systematyczny wzrost zarówno liczby emitowanych, jak i kończących się produktów (wykr. 1). Liczba rozpoczętych produktów strukturyzowanych rosła średniorocznie w latach 2000—2013 o 47,76%, 2003—2013 — o 48,83%, a w okresie 2007—2013 — o 16,96%. Liczba zakończonych produktów strukturyzowanych rosła natomiast średniorocznie w latach 2003—2013 o 58,17%, a w okresie 2007—2013 — o 54,34%. Analizę przyrostu rozpoczętych produktów należy rozpatrywać w trzech głównych okresach: 2000—2004, 2005—2007 i 2008—2013, a zakończonych w dwóch: 2003—2008 i 2009—2013. W pierwszym okresie liczba rozpoczętych produktów rosła co roku o 36,78%, a w trzecim — o 1,99%. W przypadku zakończonych produktów strukturyzowanych dynamika była następująca: 45,41% (2003—2008) i 39,33% (2009—2013).

Wykr. 1. LICZBA ROZPOCZĘTYCH I ZAKOŃCZONYCH PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych zawartych w Hadaś-Dyduch (2014c).

Produkty strukturyzowane zakończone w latach 2000—2013 w Polsce najczęściej miały formę polisy i lokaty inwestycyjnej. Obligacje strukturyzowane były zaś najczęściej wybieraną formą wśród takich produktów, jak: polisa na życie, bankowe papiery wartościowe, certyfikaty strukturyzowane i fundusze zagraniczne (wykr. 2). W latach 2000—2013 obligacje strukturyzowane stanowiły 5% wszystkich zakończonych produktów strukturyzowanych.

**Wykr. 2. FORMY PRAWNE PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH
ZAKOŃCZONYCH W LATACH 2000—2013**

Źródło: opracowanie własne.

W artykule podjęto temat obligacji strukturyzowanych — ponieważ inne formy zostały już szeroko opisane w literaturze (Blümke i Iciek, 2013; Dyduch, 2013; Hadaś-Dyduch, 2014a, 2014b, 2014c, 2015b). W artykule nie podjęto się również analizy porównawczej produktów strukturyzowanych — zarówno ich współzależności wzajemnej, jak i rynkowej, gdyż opisano to w pozycjach: Blümke i Iciek (2013), Hadaś-Dyduch (2013a, 2013c, 2013d, 2013e, 2014d, 2014e, 2015a, 2015e, 2016), Wiśniewski (2011).

Celem artykułu jest zaś analiza statystyczna efektywności finansowej obligacji strukturyzowanych, rozumianej jako matematyczny stosunek nakładów do efektów, innymi słowy jako gospodarowanie wybranymi produktami w taki sposób, by z biegiem czasu wytworzyć wartość zapewniającą godziwy zwrot poniesionych nakładów, nie przekraczając jednocześnie poziomu ryzyka akceptowanego przez inwestora. Na ten temat pisano już w wielu pracach (Helfert, 2004; Barburski, 2010; Rutkowska, 2013; Matwiejczuk, 2000).

W literaturze efektywność rozumiana jako wzajemne relacje między nakładami i efektami może być przedstawiana według trzech podstawowych formuł, tj. jako:

- 1) różnica pomiędzy efektami a nakładami (korzystność); pożądany wynik powinien być większy od zera, co oznacza, że efekty przewyższają nakłady;
- 2) iloraz efektów do poniesionych nakładów (ekonomiczność); pożądany wynik powinien być większy od jedności, co oznacza, że nakłady są niższe od efektów;

3) iloraz różnicy pomiędzy efektami a nakładami do poniesionych nakładów; formuła określana jako stopa zwrotu z inwestycji, wyrażana w procentach (Rutkowska, 2013).

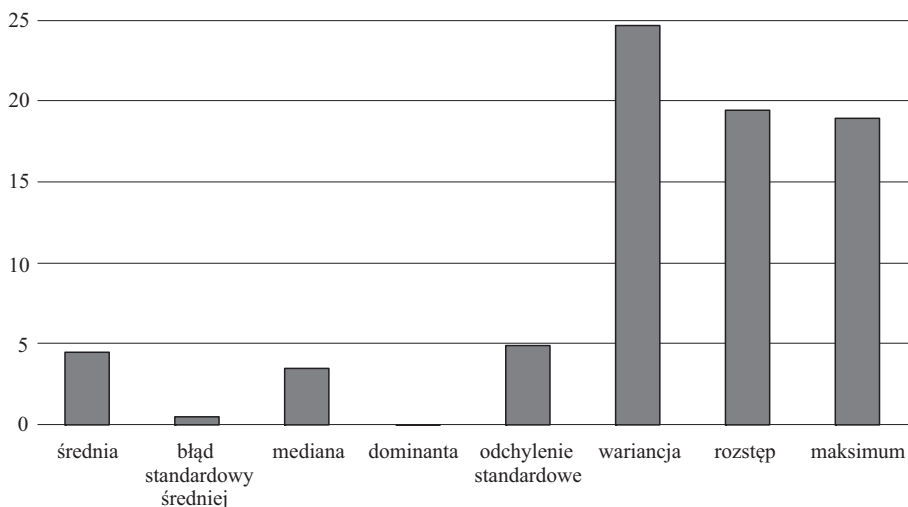
Dane do analizy zaczerpnięto z dostępnych baz i raportów generowanych m.in. przez Structus.pl, KNF i GPW w Warszawie oraz prac naukowych (Hadaś-Dyduch, 2013b, 2014c, 2015d).

MIARY STATYSTYCZNE PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH

Obligacje strukturyzowane to dłużne papiery wartościowe emitenta, z których zwrot powiązany jest z zachowaniem wybranego wskaźnika rynkowego albo koszyka wskaźników rynkowych, dzięki którym nabywca może zdywersyfikować swój portfel inwestycyjny przez wybranie strategii powiązanej z rynkiem akcji, surowców, pieniężnym lub walutowym. Wypłata zysku jest uzależniona od wartości określonego instrumentu bazowego, z którym powiązana jest dana obligacja strukturyzowana. Instrumentem bazowym może być dowolny wskaźnik, np. kurs akcji lub koszyk akcji, indeks giełdowy lub koszyk indeksów giełdowych, kurs walut, stopa procentowa, ceny surowców¹.

Stopa zwrotu (netto roczna) obligacji strukturyzowanych zakończonych w latach 2000—2013 kształtowała się w przedziale od –0,54% do 19,4%.

Wykr. 3. PODSTAWOWE MIARY STATYSTYCZNE SZEREGU PREZENTUJĄCEGO ROCZNY ZYSK NETTO OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W LATACH 2000—2013



Źródło: jak przy wykr. 2.

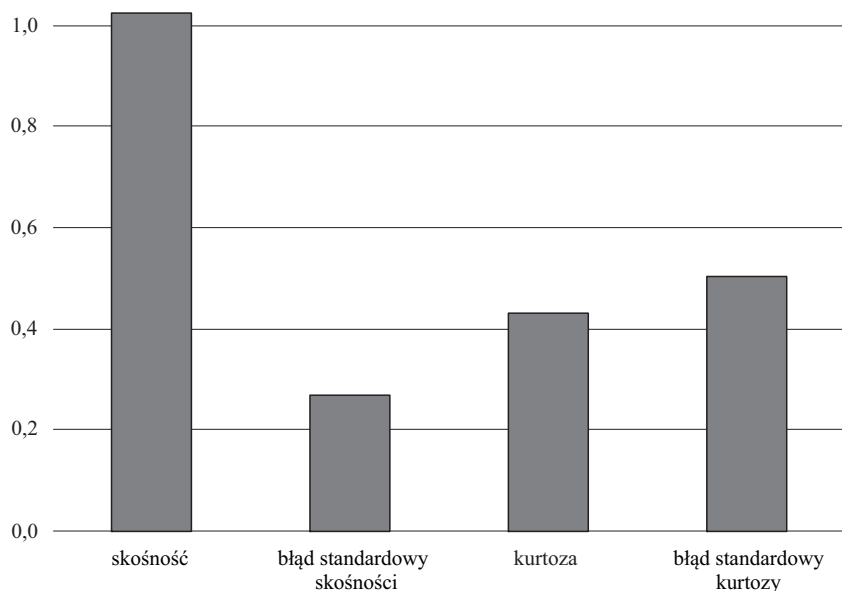
¹ <http://www.online.citibank.pl>.

Średni zysk netto zakończonych obligacji strukturyzowanych w okresie 1.01.2000—31.12.2013 r. wynosił 4,606% (wykr. 3), średnie oprocentowanie lokat na 12 miesięcy sięgało wtedy 5,809%, a średnia roczna stopa inflacji — 3,34%. Przy dużym ryzyku inwestycji ostateczny zysk był zatem stosunkowo niski.

Należy nadmienić, że *potencjalny zysk wypłacany jest w formie kuponu po spełnieniu warunków obligacji (wysokość kuponu zależy od konstrukcji danego produktu). Obligacja strukturyzowana może generować potencjalne kupony w trakcie trwania inwestycji lub w formie jednorazowej wypłaty na koniec inwestycji. Obligacje strukturyzowane mogą być objęte całkowitą lub częściową ochroną zainwestowanego kapitału, zapewnioną przez emitenta, pod warunkiem utrzymania ich do terminu wykupu. Mogą również występować bez ochrony kapitału².*

Obligacje strukturyzowane zakończone w latach 2000—2013 najczęściej kończyły się z zerowym zyskiem rocznym netto.

Wykr. 4. SKOŚNOŚĆ I KURTOZA SZEREGU PREZENTUJĄCEGO ROCZNY ZYSK NETTO OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W LATACH 2000—2013

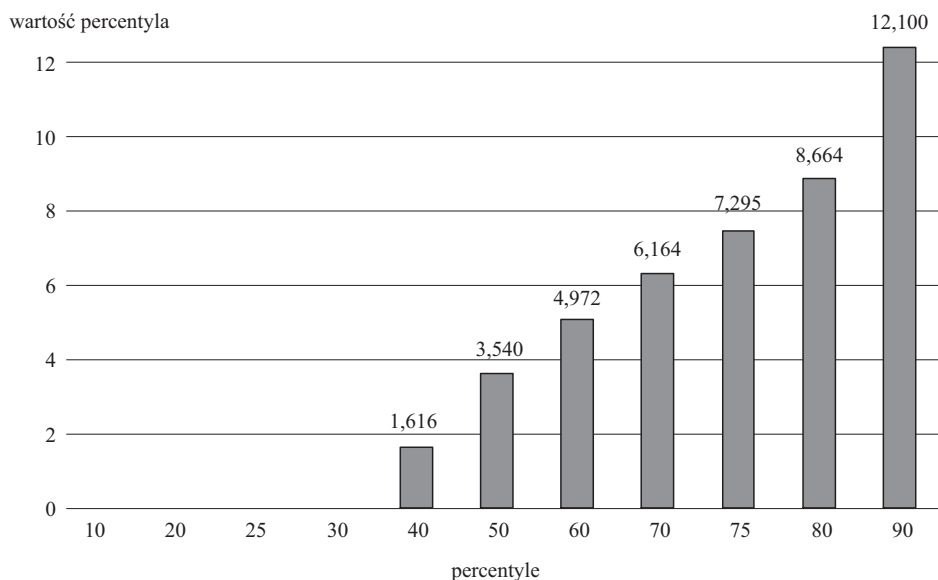


Źródło: jak przy wykr. 2.

² <http://www.online.citibank.pl>.

50% zakończonych w latach 2000—2013 obligacji strukturyzowanych osiągnęło zysk co najwyżej 3,54% rocznie, a 25% — co najmniej 7,295% rocznie (wykr. 5).

Wykr. 5. PERCENTYLE SZEREGU PREZENTUJĄCEGO ROCZNY ZYSK NETTO OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W LATACH 2000—2013



Źródło: jak przy wykr. 2.

Należy jednak zaznaczyć, że ta forma obligacji pojawiła się w Polsce dopiero w 2003 r. Citibank wyemitował wówczas obligację strukturyzowaną — o nazwie Fidelity.

INWESTYCJE ZAKOŃCZONE Z UJEMNĄ STOPĄ ZWROTU

W badanym okresie 29,9% zakończonych obligacji strukturyzowanych miało zerowy zysk (uwzględniając inflację, można powiedzieć, że stopa zwrotu na poziomie zerowym to zysk na stracie), a jedna obligacja strukturyzowana zakończyła się z ujemną stopą zwrotu (−0,54%).

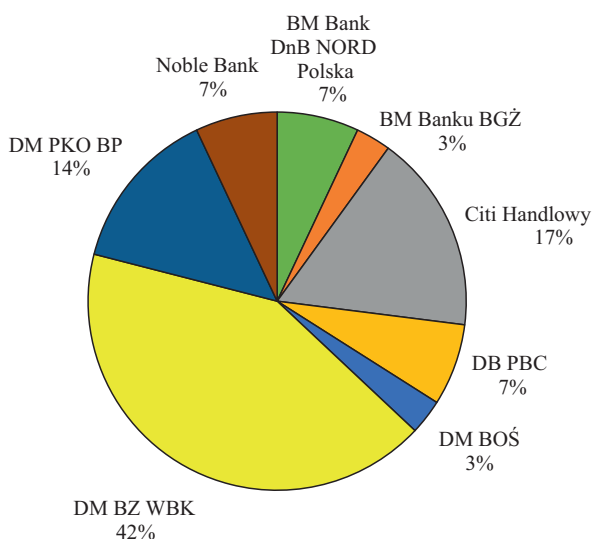
Obligacje zakończone z zerową stopą zwrotu pojawiły się w emisji następujących instytucji: Biuro Maklerskie Banku DnB NORD Polska S.A., Biuro Maklerskie Banku BGŻ, Citi Handlowy, Deutsche Bank PBC, Dom Maklerski Banku Ochrony Środowiska, DM BZ WBK, DM PKO BP i Noble Bank (wykr. 6).

Wśród obligacji strukturyzowanych zakończonych z zerową stopą zwrotu dominowały te emitowane przez DM BZ WBK — stanowiły 42% obligacji strukturyzowanych zakończonych z ujemną stopą zwrotu (wykr. 6). Należy też zauważyć, że 50% zakończonych w tej instytucji obligacji strukturyzowanych stanowiły te zakończone z zerową stopą zwrotu (wykr. 7).

Obligacje strukturyzowane zakończone bez żadnego zysku w 53% były zawierane na 24 miesiące, a 28% na 36 miesięcy, zaś tylko 10% — na 48 miesięcy (wykr. 8).

Obligacje strukturyzowane o zerowym zysku rozpoczynały się w latach 2006—2011 (wykr. 9).

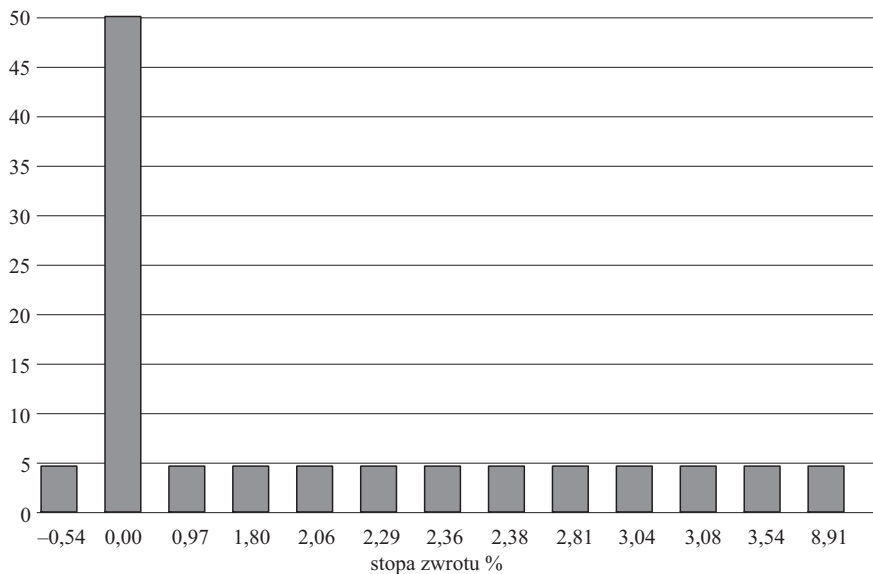
Wykr. 6. ODSETEK OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH UJEMNĄ STOPĄ ZWROTU WEDŁUG EMITENTÓW



Źródło: jak przy wykr. 1.

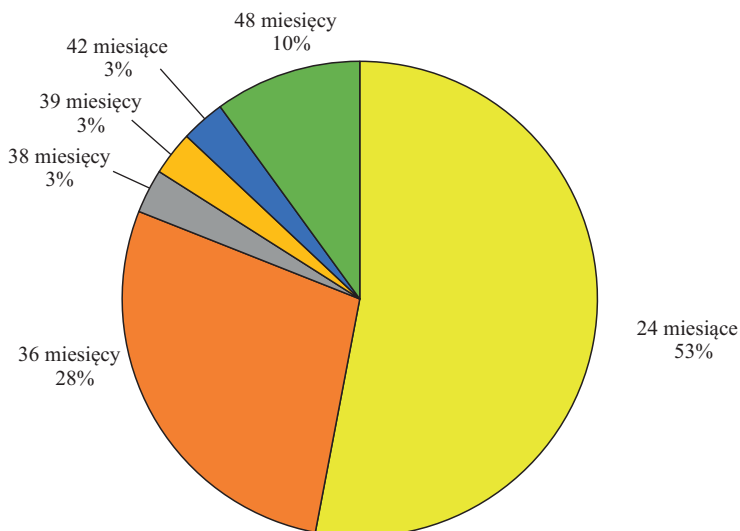
**Wykr. 7. STOPA ZWROTU Z OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH
ZAKOŃCZONYCH W EMISJI DM BZ WBK**

liczba zakończonych
obligacji strukturyzowanych

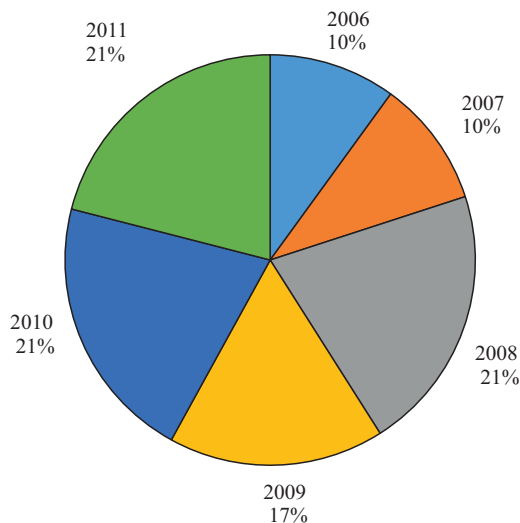


Źródło: jak przy wykr. 2.

**Wykr. 8. STRUKTURA OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH
O ZEROWEJ STOPIE ZWROTU WEDŁUG CZASU TRWANIA**



Źródło: jak przy wykr. 2.

**Wykr. 9. OBLIGACJE STRUKTURYZOWANE O ZEROWEJ STOPIE ZWROTU
WEDŁUG LAT ICH ROZPOCZĘCIA**

Źródło: jak przy wyk. 2.

Na minusie zakończyła się *Obligacja FlexInvest BRIC II DM BZ WBK* (dys-trybutor: DM BZ WBK, BZ WBK, partner: SecurAsset), oparta na indeksie BNP Paribas Flexindex BRIC PLN Hedged³. Na koniec inwestycji inwestorzy otrzymywali 90% zainwestowanego kapitału oraz premię, wyliczoną jako 100% dodatniego wyniku indeksu powyżej 90% wartości początkowej⁴. Reasumując, można stwierdzić, że prawdopodobieństwo zakończenia obligacji strukturyzowanej z zyskiem zerowym było znaczne.

INWESTYCJE ZAKOŃCZONE Z DODATNIĄ STOPĄ ZWROTU

70% zakończonych w okresie 1.01.2000—31.12.2013 r. obligacji strukturyzowanych uzyskało dodatnią stopę zwrotu z inwestycji (dodatni zysk roczny netto). Największy zysk roczny netto (19,94%) osiągnęły obligacje *AutoCall49*

³ Jest to aktywnie zarządzana strategia stworzona przez BNP Paribas. Zaangażowanie na rynkach akcji i obligacji skarbowych jest uzależnione od relacji pomiędzy bieżącym kursem indeksu S&P BRIC 40 ER a jego średnimi kroczącymi. Kiedy jego bieżący kurs indeksu przebija kolejne średnie kroczące, zaangażowanie na rynku akcji rośnie i zmniejsza się zaangażowanie na rynku obligacji. Gdy bieżący kurs indeksu spada natomiast poniżej kolejnych średnich kroczących, zaangażowanie na rynku akcji spada, a na rynku obligacji wzrasta.

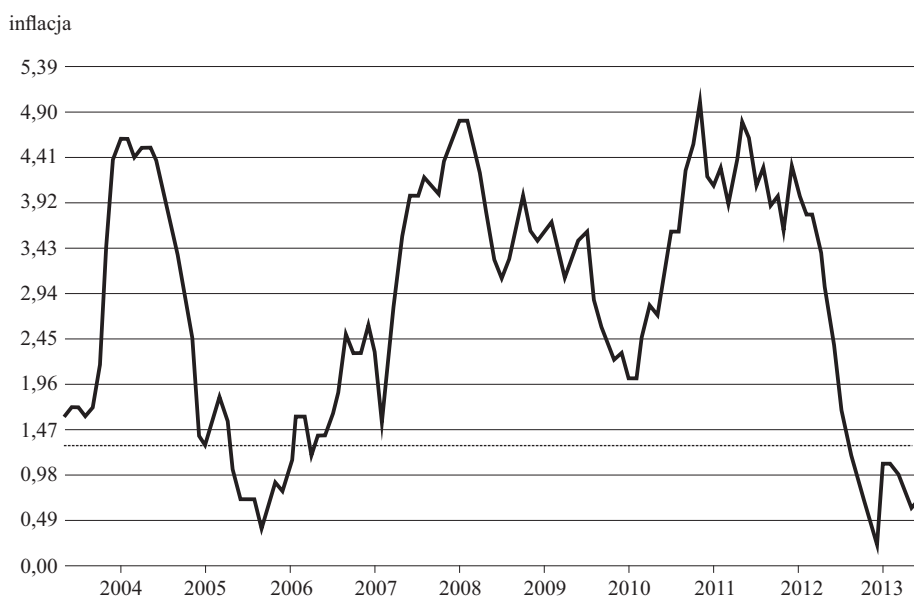
⁴ Więcej informacji na stronie Structus.pl.

— *Gold and Platinum T1 i AutoCall50* — *Gold and Platinum T2* w emisji Citi Handlowego, oparte na cenach złota i platyny z minimalną kwotą inwestycji 50000 zł⁵.

Inwestycje zakończone zyskiem na poziomie lub poniżej poziomu inflacji⁶

Jako punkt odniesienia przyjęto najwyższą inflację, jaką odnotowano w okresie 1.11.2003—31.12.2013 r., czyli 5% (z 1.05.2011 r.) (wykr. 10).

Wykr. 10. NOTOWANIA INFLACJI W OKRESIE 1.11.2003—1.12.2013 R.



Źródło: <http://www.money.pl>.

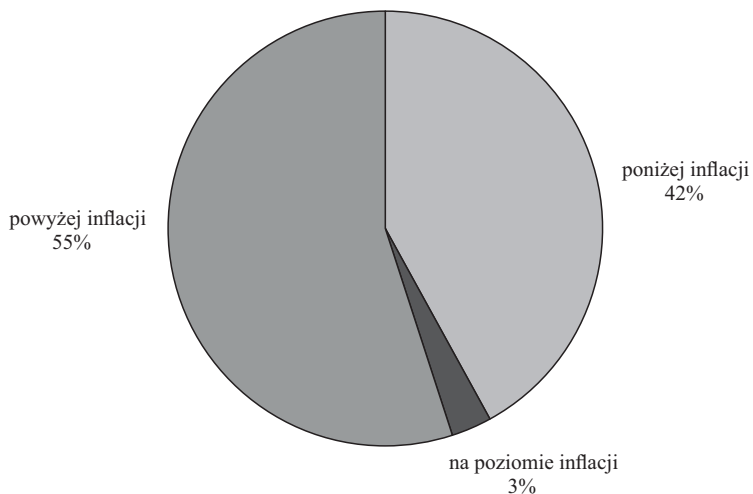
Poniżej inflacji z dodatnią stopą zwrotu zakończyło się 42% obligacji strukturyzowanych zakończonych w latach 2000—2013 (wykr. 11). Roczna stopę zwrotu netto poniżej 1% odnotowano w przypadku 8,247% ogółu obligacji strukturyzowanych zakończonych w okresie 1.01.2000—31.12.2013 r.

Emitentami byli: Citi Handlowy, DB PBC, DM BZ WBK i DM PKO BP.

⁵ Subskrypcja od 5—30.05.2008 r. Czas trwania inwestycji od 16.06.2008 do 16.06.2011 r. (po 3 latach produkt został przedterminowo wykupiony).

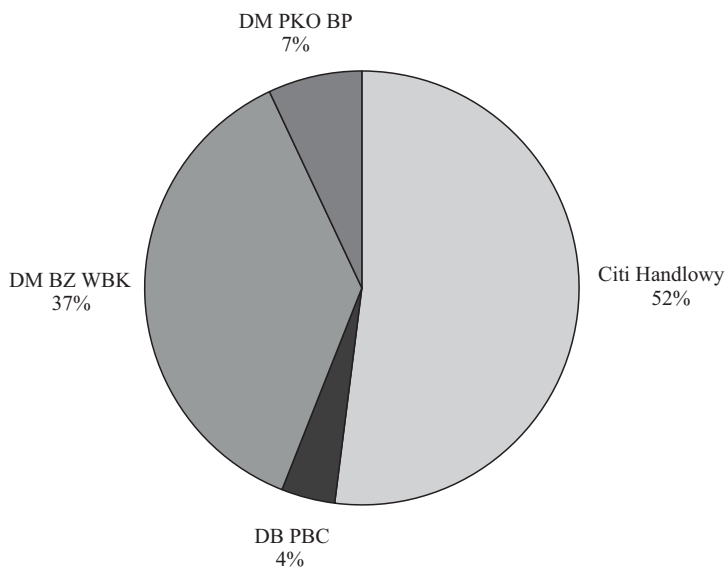
⁶ Uwzględniono tylko obligacje o dodatniej stopie zwrotu.

**Wykr. 11. ODSETEK OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH
W STOSUNKU DO INFLACJI**



Źródło: jak przy wykr. 2.

**Wykr. 12. ODSETEK ZAKOŃCZONYCH OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH
ZE STOPĄ ZWROTU PONIŻEJ INFLACJI**

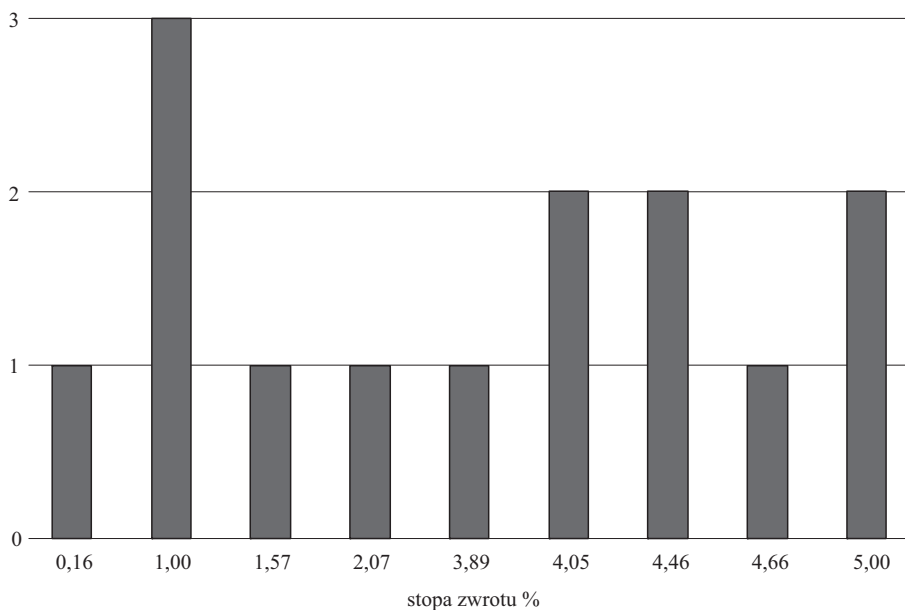


Źródło: jak przy wykr. 2.

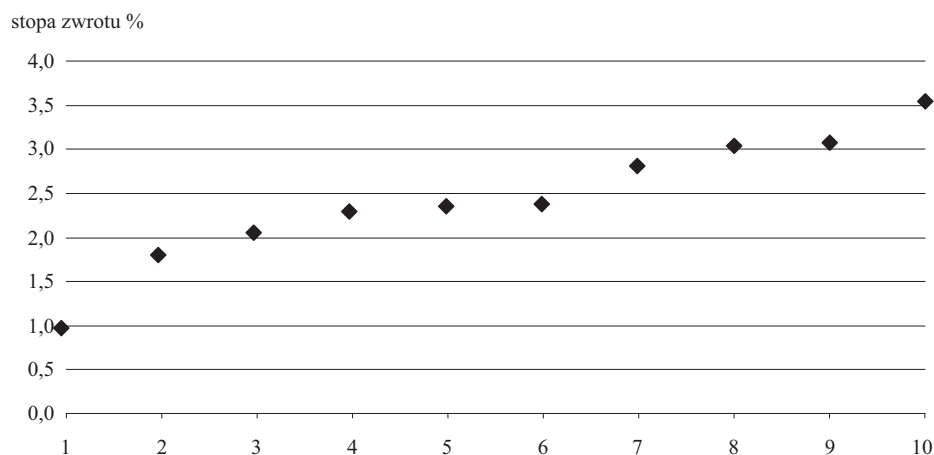
W DB PBC ze stopą zwrotu poniżej inflacji zakończył się jeden produkt strukturyzowany, a jego stopa zwrotu netto wynosiła 0,05%. W DM PKO BP dwie obligacje strukturyzowane osiągnęły stopy zwrotu odpowiednio — 0,00255% i 0,074%. W Citi Handlowym stopa zwrotu kształtowała się od 0,16% do 5% (wykr. 13), a w DM BZ WBK — od 0,97% do 3,54% (wykr. 14).

Wykr. 13. STOPA ZWROTU PONIŻEJ INFLACJI OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W CITI HANDLOWYM

liczba zakończonych
obligacji strukturyzowanych



Źródło: jak przy wykr. 2.

Wykr. 14. STOPA ZWROTU PONIŻEJ INFLACJI OBLIGACJI STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W DM BZ WBK

Źródło: jak przy wykr. 2.

Inwestycje zakończone z zyskiem powyżej inflacji

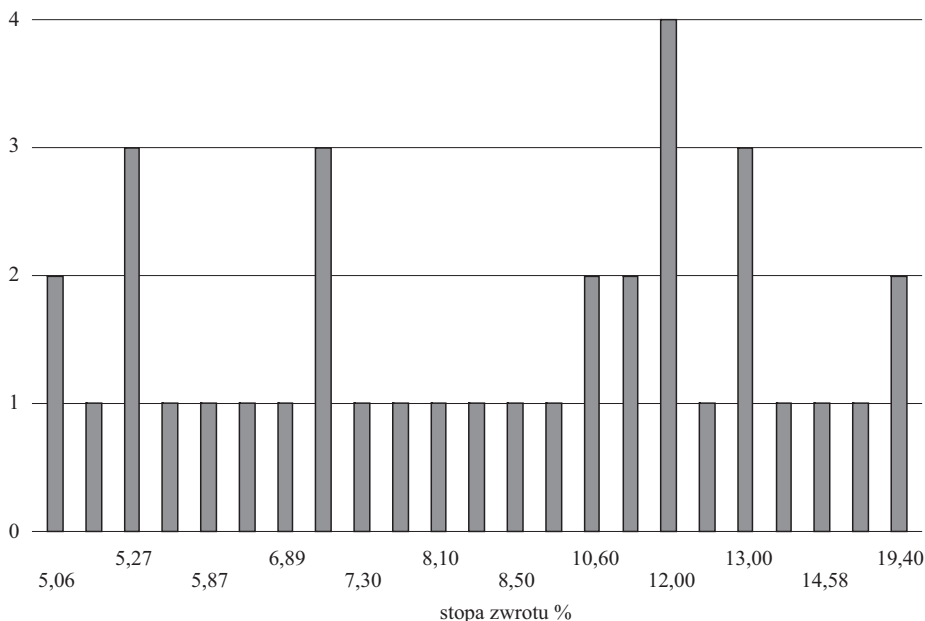
Powyżej inflacji z dodatnią stopą zwrotu zakończyło się 56% obligacji strukturyzowanych zakończonych w latach 2000—2013 (wykr. 11). Właściwie tylko w przypadku tych obligacji można mówić o zysku dla inwestora.

Roczną stopę zwrotu netto — podaję za Hadaś-Dyduch (2014c) — w przedziale najmniejszym (5%, 6%) odnotowano w przypadku 8,247%, a największym [18%, 19,5%] — w przypadku 2,062% ogółu obligacji strukturyzowanych zakończonych w okresie 1.01.2000—31.12.2013 r.

Obligacje zakończone ze stopą zwrotu netto powyżej inflacji były w emisji DM BZ WBK i Citi Handlowego. DM BZ WBK zakończył jedną obligację o stopie zwrotu 8,91% rocznie, natomiast Citi Handlowy — 36 obligacji o stopie zwrotu kształtującej się w przedziale od 5,06% do 19,4% (wykr. 15).

**Wykr. 15. STOPA ZWROTU POWYŻEJ INFLACJI OBLIGACJI
STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W CITY HANDLOWYM**

liczba zakończonych
obligacji strukturyzowanych



Źródło: jak przy wykr. 2.

Zakończenie

Obligacje strukturyzowane, jak każda inwestycja, mają wady i zalety. Zapewniają wprawdzie ochronę nominalnej wartości pieniądza, jednakże nie chronią jego wartości realnej.

Cechą, która zdaniem inwestorów *przesądza o atrakcyjności obligacji strukturyzowanych, jest możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków. Warto jeszcze raz powtórzyć — możliwość, a nie pewność. O ile gwarancja ochrony kapitału jest tym elementem, który powoduje, że powinny to być instrumenty atrakcyjne dla inwestorów z niską tolerancją na ryzyko inwestycyjne, o tyle zyski, które można osiągać dzięki tego rodzaju inwestycjom, są uzależnione od koniunktury na rynkach, z którymi dana obligacja jest powiązana, i w razie niekorzystnej sytuacji wyniosą najczęściej 0⁷. Należy nadmienić, że średni zysk netto obligacji struk-*

⁷ <http://www.bossa.pl>.

turyzowanych rozpoczętych w danym roku i zakończonych do końca 2013 r. kształtował się od 0,353% do 8,710%. Największy zysk osiągnęły obligacje strukturyzowane rozpoczęte w 2013 r., a najmniejszy — w 2006 r.

mgr inż. Roman Dyduch — *Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach; Autorobot-Strefa w Gliwicach*

LITERATURA

- Barburski, J. (2010). Ekonometryczny pomiar efektywności ekonomicznej instytucji finansowych. Stochastyczny model graniczny kosztów. *Bank i Kredyt*, 41(1), 31—56.
- Blümke, A. (2013). *Jak inwestować w produkty strukturyzowane*. Warszawa: Oficyna a Wolters Kluwer business.
- Chodhry, M. (2004). *Corporate Bonds and Structured Financial Products*. Elsevier Butterworth-Heinemann, Birkbeck.
- Bartkowiak, M., Echaust, K. (2013). *Produkty strukturyzowane. Konstrukcja, wycena, aspekty prawne*. Warszawa: CeDeWu.
- Dyduch, M. (2013). Bankowe Papiery Wartościowe Strukturyzowane. *Studia Ekonomiczne*, (24), 143—164.
- Hadaś-Dyduch, M. (2013a). Inwestycje alternatywne na polskim rynku kapitałowym. *Studia Ekonomiczne*, (146), 29—37.
- Hadaś-Dyduch, M. (2013b). Ranking produktów strukturyzowanych wyemitowanych na polskim rynku finansowym w latach 2001—2010. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu*, 2(34), 187—200.
- Hadaś-Dyduch, M. (2013c). Stopa bezrobocia jako instrument bazowy lokaty strukturyzowanej. W: W. Szkutnik (red.), *Problemy społeczno-ekonomiczne w uwarunkowaniach ryzyka i statystycznej nieokreśloności. Metody i modele w rozwoju regionów* (s. 91—100). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach.
- Hadaś-Dyduch, M. (2013d). Współczesne formy gospodarowania kapitałem wobec ekonomicznych zjawisk kryzysowych. *Studia Ekonomiczne*, (136), 77—86.
- Hadaś-Dyduch, M. (2013e). Wykorzystanie metod analizy falkowej do mierzenia efektywności polisy inwestycyjnej. *Wiadomości Ubezpieczeniowe. Nauka dla praktyki*, (1), 37—48.
- Hadaś-Dyduch, M. (2014a). Charakterystyka rynku produktów strukturyzowanych oferowanych w formie funduszy inwestycyjnych zamkniętych zakończonych w latach 2000—2013. *Wiadomości Ubezpieczeniowe. Nauka dla praktyki*, (2), 55—68.
- Hadaś-Dyduch, M. (2014b). Efektywność alternatywnych inwestycji kapitałowych na przykładzie polisy inwestycyjnej. *Studia Ekonomiczne*, (178), 13—23.
- Hadaś-Dyduch, M. (2014c). *Inwestycje alternatywne w kontekście efektywności inwestycji kapitałowej na przykładzie produktów strukturyzowanych*. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach.
- Hadaś-Dyduch, M. (2014d). *Produkty strukturyzowane — ujęcie algorytmiczne zysku z uwzględnieniem oddziaływania wskaźników rynku finansowego*. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Hadaś-Dyduch, M. (2014e). The market for structured products in the context of inflation. W: M. Papież, S. Śmiech (red.), *Proceedings of the 8th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena* (s. 47—56). Kraków: Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego.

- Hadaś-Dyduch, M. (2015a). Effectiveness of Direct and Non-direct Investment In the Stock Market Indices. *China—USA Business Review*, 14(1), David Publishing Company, 10—20.
- Hadaś-Dyduch, M. (2015c). Efektywność lokaty strukturyzowanej na polskim rynku kapitałowym. *Wiadomości Statystyczne*, 60(9), 40—54.
- Hadaś-Dyduch, M. (2015c). Produkty strukturyzowane — analiza stóp zwrotu osiągniętych w latach 2000—2013. *Zeszyty Naukowe*, 5(941), 131—151.
- Hadaś-Dyduch, M. (2015e). Produkty strukturyzowane — inwestycje dla naiwnego czy rozsądnego inwestora? Analiza empiryczna. *Studia Ekonomiczne*, (239). Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, 67—81.
- Hadaś-Dyduch, M. (2016). Konstrukcja i stopa zwrotu portfeli inwestycyjnych. *Wiadomości Statystyczne*, 61(4), 31—49.
- Helfert A. E. (2004). *Techniki analizy finansowej*. Warszawa: PWE.
- Matwiejczuk, R. (2000). Efektywność — próba interpretacji. *Przegląd Organizacji*, (11).
- Rutkowska, A. (2013). Teoretyczne aspekty efektywności — pojęcie i metody pomiaru. *The Journal of Management and Finance*, 1(4).
- Wiśniewski, P. (2011). Produkty strukturyzowane w Polsce w czasie globalnego kryzysu finansowego lat 2007—2009. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (174), 147—159.

Summary. *The article aims at the statistical analysis of structured bonds in terms of financial efficiency, defined as a mathematical relation of expenditure and profits. Financial efficiency of structured bonds is measured with their rate of return, determined on the basis of the final financial performance of the bond in relation to the assumptions described in the prospectus, considering the investment costs.*

Inflation was included in the financial efficiency assessment, which implies that investors' aspirations beyond the 100% of capital protection, adjusted for inflation, indicate reduction or no profit. In case of deflation the situation is reverse. In order to better illustrate the effectiveness of investment in structured bonds, the rate of return of complete structured bonds was compared with inflation indicator. The study was based on structured bonds started yet completed in the period 1.01.2000—31.12.2013 in Poland. Data were obtained from publicly available databases and reports, including Structus.pl and the Polish Financial Supervision Authority and the Warsaw Stock Exchange.

In the period analysed, number of started bonds grew on annual average by 47.76%. The investment term ended 100 structured bonds and the annual net profit was chronologically structured within the range 54.0—19.4%.

Keywords: bond, structured bond, structured products, alternative investments, rate of return, profit, inflation.

Marcin SALAMAGA

Podobieństwo struktury wydatków budżetowych województw a ich zrównoważony rozwój¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest opisanie zależności pomiędzy strukturą wydatków budżetowych województw a ich zrównoważonym rozwojem. Badanie przeprowadzono na podstawie danych GUS za lata 2013—2015 zaczerpniętych z Banku Danych Lokalnych. Do zbadania podobieństwa struktury budżetu województw wykorzystano autorski wskaźnik podobieństwa macierzy. Obliczone wartości wskaźnika posłużyły do grupowania wszystkich par województw algorytmem eliminacji wektorów. W wyróżnionych grupach analizowano położenie i zmienność wybranych wskaźników zrównoważonego rozwoju. Pozwoliło to ocenić, w jakim stopniu podobieństwo struktury wydatków budżetowych województw wpłynęło na ich większą spójność gospodarczą i społeczną.*

Słowa kluczowe: podobieństwo struktury, budżety województw, algorytm eliminacji wektorów, rozwój zrównoważony.

JEL: C10, R11, Q01

Rozwój gospodarczy postrzega się najczęściej przez pryzmat zmian jakościowych i ilościowych w gospodarce, które są mierzone za pomocą różnych wskaźników makroekonomicznych, obejmujących również zmiany struktury społeczno-ekonomicznej. W wielu gospodarkach immanentną częścią rozwoju gospodarczego jest wzrost gospodarczy. Jego podstawowy miernik to wartość wytworzonych dóbr i usług w gospodarce krajowej, czyli PKB. Chociaż miernik ten nie jest wolny od wad (Woźniak, 2008), to wciąż jest najczęściej stosowaną agregatową miarą potencjału gospodarki.

Rozwój gospodarczy należy rozpatrywać w kategoriach tzw. ładu gospodarczego, który można postrzegać m.in. w aspekcie innowacyjności, infrastruktury

¹ Badanie sfinansowano z dotacji na utrzymanie potencjału badawczego przyznanej w 2016 r. Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

telekomunikacyjnej czy transportu. Beneficjentem rozwoju gospodarki powinno być społeczeństwo, co ma znaleźć odzwierciedlenie w różnorodnych wskaźnikach tzw. ładu społecznego dotyczących m.in. sytuacji demograficznej, zdrowia czy edukacji.

W analizach z zakresu zarówno rozwoju regionalnego, krajowego, jak i globalnego coraz więcej uwagi przywiązuje się do jakości życia ludności, w tym do egzystencji w harmonii ze środowiskiem naturalnym. Będąca efektem działalności człowieka postępująca degradacja środowiska — zwłaszcza w regionach uprzemysłowionych — powoduje, że czyste powietrze, woda oraz różnorodność fauny i flory stają się walorami samymi w sobie i stanowią integralny element jakości życia mieszkańców.

Wypadkową rozwoju gospodarczego i społecznego z poszanowaniem równowagi w przyrodzie jest tzw. rozwój zrównoważony. Pojęcie to było i jest przedmiotem rozważań niektórych organizacji oraz instytucji międzynarodowych i zdefiniowano je w ważnych deklaracjach i dokumentach prawnomiędzynarodowych (np. Agenda 21, Agenda 2030). Również w Polsce ten termin doczekał się rangi prawnej. W ustawie — Prawo ochrony środowiska czytamy: *Przez zrównoważony rozwój rozumie się taki rozwój społeczno-gospodarczy, w którym następuje proces integrowania działań politycznych, gospodarczych i społecznych, z zachowaniem równowagi przyrodniczej oraz trwałości podstawowych procesów przyrodniczych, w celu zagwarantowania możliwości zaspokajania podstawowych potrzeb poszczególnych społeczności lub obywateli zarówno współczesnego pokolenia, jak i przyszłych pokoleń* (Prawo ochrony środowiska, Dz.U. z 2013 r., poz. 1232).

Problematyka wdrażania zasad zrównoważonego rozwoju przez jednostki samorządu terytorialnego (JST) jest też od lat podejmowana w literaturze przedmiotu. Dowodzi się m.in., że JST mają realny wpływ na kształtowanie rozwoju zrównoważonego i tym samym na jakość życia obecnych i przyszłych pokoleń (Katoła, 2011a, 2011b). Analizowane są zatem kompetencje organów JST od strony formalno-prawnej we wdrażaniu zrównoważonego rozwoju (Chrisidu-Budnik i Korczak, 2013). Wiele grup czynników ma wpływ na to, że rozwój gospodarczy — czy szerzej rozwój zrównoważony — nie następuje równomiernie w całym kraju. Należą do nich: uwarunkowania historyczne, potencjał gospodarczy regionów, infrastruktura, kapitał ludzki oraz uwarunkowania naturalne (np. zasoby naturalne czy ukształtowanie terenu).

Podejmowano wiele prób wyjaśnienia braku spójności w regionalnym rozwoju gospodarczym i społecznym (Dorożyński, 2009; Głąbicka i Grewiński, 2003; Gawlikowska-Hueckel, 2003). Ważnym elementem wpływającym na te dysproporcje są inwestycje publiczne i prywatne (w tym zagraniczne). O ich kierunkach i rozmiarach mogą decydować jednostki rządowe i samorządowe, które uchwalają stosowne budżety. W budżetach jednostek terytorialnych warto zwrócić uwagę na funkcje ekonomiczne i społeczne, poprzez które można wpływać

na stymulowanie rozwoju społeczno-gospodarczego w regionach. Znaczenie mogą mieć zarówno wpływy budżetowe oraz wydatki, jak i ich struktura. W artykule skupiono się na strukturze wydatków budżetowych i jej wpływie na zrównoważony rozwój. Celem opracowania jest zbadanie, czy podobieństwo struktury budżetowej w województwach oddziałuje na wielkość wskaźników ładu społeczno-gospodarczego w tych jednostkach, a tym samym na spójność w zakresie zrównoważonego rozwoju. W badaniu zastosowano autorski wskaźnik podobieństwa macierzy, a w celu wyodrębnienia grup województw o najbardziej podobnej strukturze budżetowej posłużono się algorytmem eliminacji wektorów (Chomątowski i Sokołowski, 1978). W obrębie uzyskanych skupień województw przeprowadzono analizę wybranych wskaźników zrównoważonego rozwoju, co pozwoliło na zbadanie, na ile podobieństwo struktury wydatków budżetów województw znajduje odzwierciedlenie w zbliżonym poziomie ich rozwoju zrównoważonego.

METODA BADANIA PODOBIEŃSTWA STRUKTURY BUDŻETOWEJ

Podstawą analizy były macierze zawierające strukturę wydatków budżetów województw w okresie od 2013 do 2015 r. według działów Klasyfikacji Budżetowej skonstruowane na podstawie danych GUS (Bank Danych Lokalnych). Wydatki budżetowe w tych macierzach zostały pogrupowane na 33 działy²: *Rolnictwo i łowiectwo, Leśnictwo, Rybołówstwo i rybactwo, Górnictwo i kopalnictwo, Przetwórstwo przemysłowe, Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę, Handel, Hotele i restauracje, Transport i łączność, Turystyka, Gospodarka mieszkaniowa, Działalność usługowa, Informatyka, Nauka, Administracja publiczna, Urzędy naczelných organów władzy państwowej, kontroli i ochrony prawa oraz sądownictwa, Obrona narodowa, Obowiązkowe ubezpieczenia społeczne, Bezpieczeństwo publiczne i ochrona przeciwpożarowa, Wymiar sprawiedliwości, Dochody od osób prawnych, od osób fizycznych i od innych jednostek nieposiadających osobowości prawnej oraz wydatki związane z ich poborem, Obsługa długu publicznego, Różne rozliczenia, Oświata i wychowanie, Szkolnictwo wyższe, Ochrona zdrowia, Pomoc społeczna, Pozostałe zadania w zakresie polityki społecznej, Edukacyjna opieka wychowawcza, Gospodarka komunalna i ochrona środowiska, Kultura i ochrona dziedzictwa narodowego, Ogrody botaniczne i zoologiczne oraz naturalne obszary i obiekty chronionej przyrody oraz Kultura fizyczna. Dla każdego województwa utworzono macierz struktury wydatków budżetowych $[x_{ij}]_{n \times m}$, gdzie n oznacza liczbę działów, natomiast m to liczba okresów (lat). W literaturze przedmiotu można znaleźć różne wskaźniki podobieństwa bądź niepodobieństwa struktury (Chomąt-*

² W badaniu zastosowano Klasyfikację Budżetową GUS sporządzoną zgodnie z wytycznymi Ministra Finansów na mocy rozporządzeń z lat 1995—2014.

towski i Sokołowski, 1978; Podolec, 2000). Ich ograniczeniem jest m.in. to, że umożliwiają jednoczesne porównanie tylko dwóch struktur (wektorów). W przypadku równoczesnego porównania większej liczby wektorów występujących w dwóch macierzach wiele z tych wskaźników może być przydatnych tylko w cząstkowych analizach (odnoszących się do wybranych par struktury). Skonstruowano zatem autorski kompleksowy wskaźnik podobieństwa macierzy struktur, który jest wolny od tych ograniczeń. Do określenia podobieństwa struktury budżetowej pomiędzy województwami zaproponowano następujący miernik:

$$S_{AB} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij}| - 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij} - b_{ij}| + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |b_{ij}|}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij}| + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |b_{ij}|} \quad (1)$$

gdzie:

A, **B** — macierze struktur, przy czym $\mathbf{A}=[a_{ij}]_{n \times m}$, $\mathbf{B}=[b_{ij}]_{n \times m}$, $\mathbf{A} \neq [0] \wedge \mathbf{B} \neq [0]$.

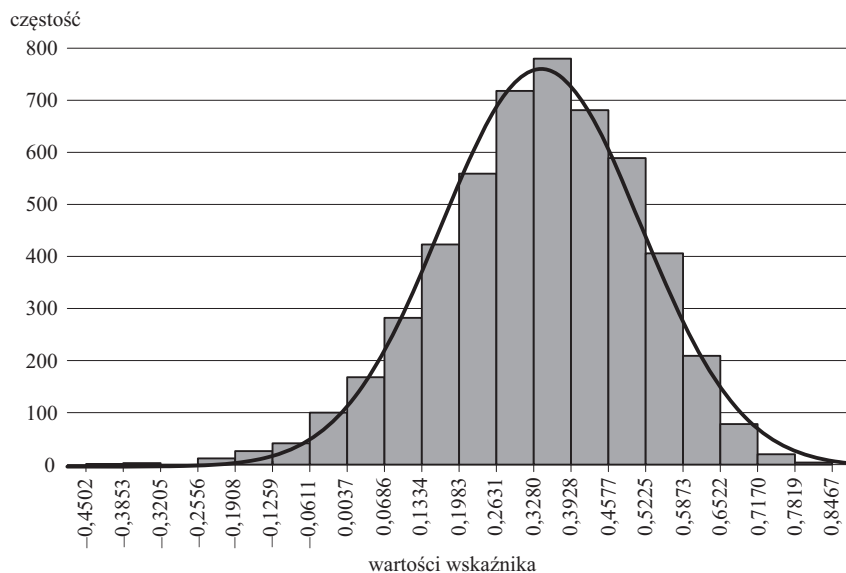
Wskaźnik podobieństwa macierzy S_{AB} jest unormowany w przedziale $[-1; 1]$. Porównywane macierze są tym bardziej podobne, im wartość wskaźnika jest bliższa 1, a tym mniej podobne, im wartość wskaźnika bliższa jest -1 . Wskaźnik zdefiniowany wzorem (1) pozwala także na ocenę podobieństwa dwóch macierzy o tych samych wymiarach $n \times m$, które nie zawierają struktury sumującej się do jedności, co jest niemożliwe w przypadku klasycznego wskaźnika podobieństwa struktury (Chomątowski i Sokołowski, 1978). Kompleksowy wskaźnik podobieństwa macierzy został opracowany eksperymentalną metodą prób i błędów.

Aby porównać, jak zachowuje się miernik (1) w przypadku jednowymiarowej struktury w porównaniu z klasycznym miernikiem podobieństwa struktury³, dokonano symulacji wartości obu wskaźników dla dwóch 10-składnikowych losowych struktur — dla macierzy $\mathbf{A}=[a_{ij}]_{10 \times 1}$ i $\mathbf{B}=[b_{ij}]_{10 \times 1}$. Na wykr. 1 i 2 przedstawiono wyniki symulacji podobieństwa macierzy (1) i wskaźnika podobieństwa struktury (Chomątowski i Sokołowski, 1978).

³ W badaniach wzięto pod uwagę wskaźnik podobieństwa struktur: $D_p = \sum_{i=1}^k \min(W_{sk1i}, W_{sk2i})$,

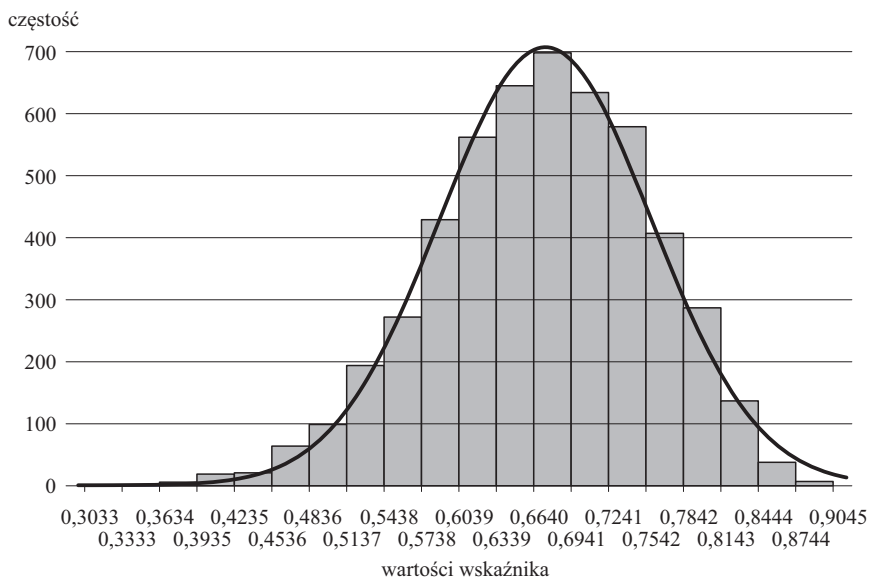
gdzie k oznacza liczbę składników struktury, W_{sk1i} — wartość i -tego składnika pierwszej struktury, W_{sk2i} — wartość i -tego składnika drugiej struktury. Przyjmuje on wartości z przedziału $[0; 1]$ (Chomątowski i Sokołowski, 1978).

Wykr. 1. ROZKŁAD WARTOŚCI WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA MACIERZY I_{AB} DLA MACIERZY $A=[a_{ij}]_{10 \times 1}$, $B=[b_{ij}]_{10 \times 1}$ ZE STRUKTURAMI WYLOSOWANYMI



Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. ROZKŁAD WARTOŚCI KLASYCZNEGO WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA STRUKTUR DLA MACIERZY $A=[a_{ij}]_{10 \times 1}$, $B=[b_{ij}]_{10 \times 1}$ ZE STRUKTURAMI WYLOSOWANYMI



Źródło: jak przy wykr. 1.

Z wyk. 1 i 2 wynika, że rozkłady wskaźnika podobieństwa macierzy (1) i klasycznego wskaźnika podobieństwa struktury są porównywalne, jeśli chodzi o asymetrię, kształt i położenie względem środka przedziału wartości każdego wskaźnika. Oba rozkłady mają kształt zbliżony do rozkładu normalnego z niewielkim przesunięciem w prawo względem środka przedziału (dla wskaźnika (1) środek przedziału wyznacza wartość 0, a dla klasycznego wskaźnika podobieństwa — 0,5). Należy więc uznać, że w przypadku jednowymiarowej struktury wskaźnik (1) odzwierciedla podobieństwo struktury w sposób analogiczny, jak dobrze znany klasyczny wskaźnik. Różnica tkwi w wartości obu mierników⁴.

Wartości wskaźnika (1) obliczono dla każdej pary województw, co pozwoliło stwierdzić, które pary są do siebie najbardziej, a które najmniej podobne pod względem struktury wydatków budżetowych. Taka analiza pozwala jednak określić podobieństwo tylko w układzie par województw. Aby wskazać grupy województw najbardziej zbliżonych pod względem struktury wydatków budżetowych, zastosowano dodatkowo tzw. algorytm eliminacji wektorów (Chomański i Sokołowski, 1978). Autorzy algorytmu stosują go na podstawie macierzy zawierającej wskaźniki braku podobieństwa pomiędzy każdą parą struktury. W artykule algorytm eliminacji wektorów zastosowano do symetrycznej macierzy wskaźników podobieństwa struktury (1) skonstruowanej dla wszystkich województw:

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1k} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ S_{k1} & S_{k2} & \dots & S_{kk} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Jeśli struktura i oraz struktura j są całkowicie różne, to wówczas $S_{ij}=0$, a jeżeli są identyczne, to $S_{ij}=1$. Ponadto elementy macierzy (2) spełniają warunki: $0 \leq S_{ij} \leq 1$, $S_{ii}=1$, $S_{ij}=S_{ji}$. Za kryterium podziału obiektów proponuje się przyjęcie zasady, że w jednej podgrupie mogą znaleźć się tylko obiekty o strukturach podobnych (α). Taki podział można uzyskać, eliminując kolejno najbardziej niepodobne przedmioty klasyfikacji. W tym celu najpierw macierz \mathbf{S} przekształca się w macierz $\mathbf{S}^{(1)}$ w taki sposób, że jeżeli $S_{ij} \leq \alpha$, to $S_{ij}^{(1)}=0$, a jeżeli $S_{ij} > \alpha$, to $S_{ij}^{(1)}=1$. W dalszym kroku algorytmu należy wyznaczyć wektor $s^{(0)}$ według wzoru:

$$s^{(0)} = S^{(1)} \cdot \mathbf{1} \quad (3)$$

gdzie $\mathbf{1}$ — wektor kolumnowy o k składowych równych 1.

⁴ Analiza własności wskaźnika (1) w przypadku wielowymiarowym (gdy $n > 1$ i $m > 1$) na podstawie badań symulacyjnych jest oczywiście możliwa, ale trudniej wtedy wskazać referencyjny odpowiednik wskaźnika (1), ponieważ stosowane wskaźniki podobieństwa z zasady służą do porównywania struktury jednowymiarowej ($m=1$).

Każda składowa wektora $s^{(0)}$ jest więc sumą odpowiedniego wiersza macierzy $\mathbf{S}^{(1)}$. Maksymalną wartość w wektorze $s^{(0)}$ osiąga ten obiekt, który jest podobny na poziomie α do największej liczby pozostałych obiektów. Wartość ta wskazuje, którą kolumnę i odpowiadający jej wiersz należy wyeliminować z macierzy $\mathbf{S}^{(1)}$.

Opisane czynności są powtarzane do momentu wyzerowania wszystkich składowych wektora $s^{(0)}$. Te obiekty, które pozostały w macierzy $\mathbf{S}^{(1)}$, tworzą pierwszą podgrupę obiektów podobnych. Dla pozostałych obiektów tworzona jest kolejna macierz \mathbf{S} , a w dalszej kolejności powtarzane są wszystkie czynności — aż do powstania kolejnej podgrupy obiektów. Postępowanie kończy się z chwilą, gdy wszystkie przedmioty klasyfikacji zostaną pogrupowane.

Utworzone według opisanej procedury grupy województw podobnych, jeśli chodzi o strukturę wydatków budżetowych, scharakteryzowano następnie pod względem wybranych wskaźników rozwoju zrównoważonego. Aby wskazać zmienne najbardziej charakterystyczne dla wyróżnionych skupień, zastosowano pseudotest różnic średnich (Wysocki, 2010):

$$t_{cj} = \frac{\bar{x}_{cj} - \bar{x}_j}{s_{cj}} \quad (4)$$

gdzie:

\bar{x}_{cj} — średnia wewnątrzgrupowa w c -tej klasie dla j -tej cechy,

\bar{x}_j — średnia dla j -tej cechy,

s_{cj} — odchylenie standardowe w c -tej klasie dla j -tej cechy.

W przypadku losowania zależnego wariancję s_{cj}^2 można obliczyć ze wzoru:

$$s_{cj}^2 = \frac{N - N_c}{N - 1} \frac{s_j^2}{N_c} \quad (5)$$

gdzie:

N — liczba wszystkich badanych obiektów,

N_c — liczba obiektów w c -tej klasie,

s_j^2 — wariancja dla j -tej cechy.

Im wyższa wartość modułu statystyki (4), tym j -ta cecha jest bardziej charakterystyczna w c -tej klasie obiektów. Przyjmuje się, że jeśli:

$|t_{cj}| \geq 3$, to j -ta cecha jest bardzo charakterystyczna dla c -tej klasy,

$|t_{cj}| \in (2; 3)$, to j -ta cecha jest średnio charakterystyczna dla c -tej klasy,

$|t_{cj}| < 2$, to j -ta cecha nie wyróżnia się w c -tej klasie.

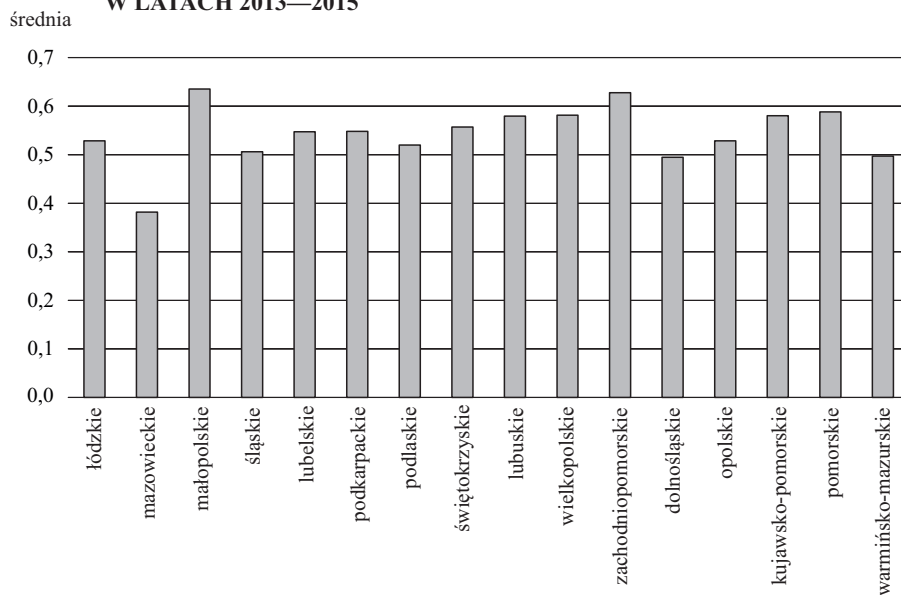
Analiza wartości pseudotestu różnic średnich w wyodrębnionych klasach pozwoliła ocenić spójność rozwoju społeczno-gospodarczego w województwach o podobnej strukturze wydatków budżetowych.

WYNIKI BADAŃ

Ze względu na możliwą niestabilność struktury wydatków budżetowych województw w poszczególnych latach (np. z powodu współfinansowania niektórych projektów inwestycyjnych z funduszy UE) analizę przeprowadzono łącznie dla jednego okresu 2013—2015. Korzystając ze wzoru (1) obliczono wskaźniki podobieństwa struktury wydatków budżetowych dla każdej pary województw. Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że najwyższe średnie wartości wskaźnika podobieństwa macierzy struktury wydatków budżetowych względem pozostałych województw miały województwa: małopolskie (0,635), zachodniopomorskie (0,628) i pomorskie (0,588). Wartość wskaźnika (1) obliczona dla województwa małopolskiego i sześciu innych przekraczała 0,6 oraz nie była niższa od 0,3. Dla województwa zachodniopomorskiego i dziesięciu innych — była wyższa od 0,6 i tylko w jednym przypadku niższa niż 0,3. Dla pomorskiego i pięciu innych województw wartość wskaźnika (1) przekroczyła próg 0,6, a w relacji do każdego z pozostałych województw nie była niższa niż 0,3.

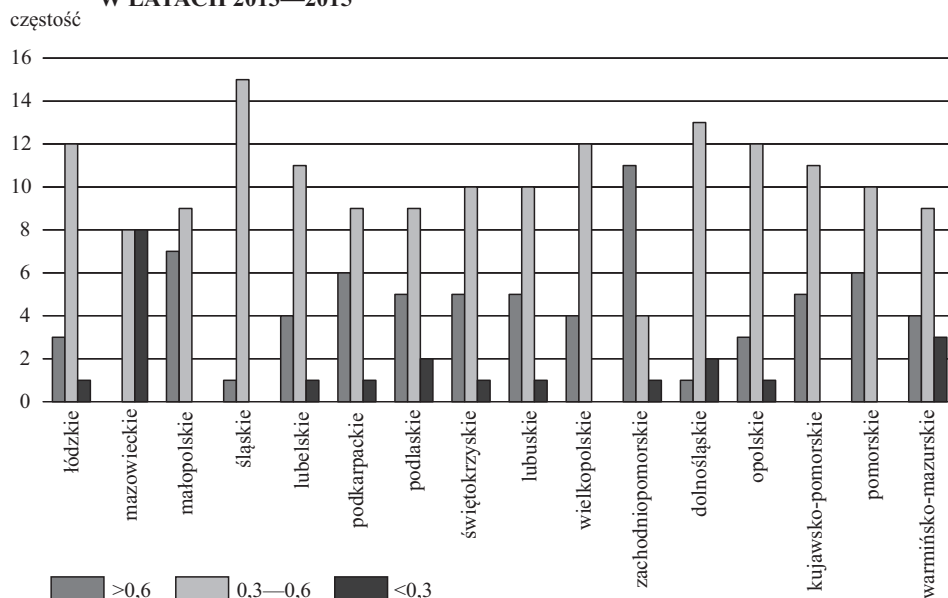
Na wyk. 3 zilustrowano średnie wartości wskaźnika (1), a na wyk. 4 przedstawiono rozkład jego wartości dla poszczególnych województw.

Wykr. 3. ŚREDNIE WARTOŚCI WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA STRUKTUR WYDATKÓW BUDŻETOWYCH WEDŁUG WOJEWÓDZTW W LATACH 2013—2015



Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji z Banku Danych Lokalnych GUS (www.stat.gov.pl/bdl).

Wykr. 4. ROZKŁAD WARTOŚCI WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA STRUKTURY WYDATKÓW BUDŻETOWYCH WEDŁUG WOJEWÓDZTW W LATACH 2013—2015



Źródło: jak przy wykr. 3.

Biorąc pod uwagę rozkład wartości wskaźnika podobieństwa struktury budżetu oraz jego średnie wartości obliczone dla wszystkich województw, można stwierdzić, że województwa małopolskie i zachodniopomorskie wykazywały najwyższą przeciętną zgodność struktury wydatków budżetowych. Najniższe średnie wartości wskaźnika (1) odnotowano natomiast w województwach: mazowieckim (0,382), dolnośląskim (0,495) i warmińsko-mazurskim (0,497).

Analizując bardziej szczegółowo rozkład wartości tego miernika, można stwierdzić, że w województwie mazowieckim w siedmiu przypadkach była ona mniejsza od 0,3, a w żadnym nie była większa od 0,6. Dolnośląskie z kolei nie miało wartości wskaźnika (1) wyższej od 0,6, a w jednym przypadku była ona mniejsza od 0,3. W województwie warmińsko-mazurskim były to odpowiednio trzy oraz dwa przypadki. W województwach opolskim i warmińsko-mazurskim wartość wskaźnika (1) zawierała się zatem najczęściej w przedziale [0,3; 0,6], co właściwie oznacza, że struktura ich wydatków budżetowych była podobna do większości województw. Należy więc zauważyć, że przede wszystkim struktura wydatków budżetowych województwa mazowieckiego najbardziej odbiegała od pozostałych województw.

Następnie w badaniu zastosowano metodę opartą na algorytmie eliminacji wektorów. Jako poziom podobieństwa struktur przyjęto $\alpha=0,5$. W wyniku analizy otrzymano trzy grupy województw o zbliżonym podobieństwie struktury wydatków budżetowych:

I — kujawsko-pomorskie, lubuskie, małopolskie, opolskie, pomorskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie;

II — podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie;

III — mazowieckie i łódzkie.

Trzy województwa nie były pod tym względem podobne do pozostałych, to dolnośląskie, lubelskie i śląskie.

W zestawieniu podano najbardziej charakterystyczne składniki struktury wydatków budżetowych w wyodrębnionych grupach województw. Ograniczono się do wymienienia tych, których udział w całkowitych wydatkach województw danej grupy przekraczał wartość odpowiedniego udziału dla wszystkich województw. Nie brano pod uwagę składników wydatków z budżetu, których udział w całkowitych wydatkach nie przekraczał 1%. Obliczenia wykonano dla okresu 2013—2015 r.

**ZESTAWIENIE WYBRANYCH ELEMENTÓW STRUKTURY WYDATKÓW WOJEWÓDZTW
WEDŁUG WYODREBNIONYCH GRUP WOJEWÓDZTW
O PODOBNEJ STRUKTURZE BUDŻETOWEJ**

I	II	III
Rolnictwo i łowiectwo (12,49%) Administracja publiczna (10,27%) Kultura i ochrona dziedzictwa narodowego (8,83%) Pozostałe zadania w zakresie polityki społecznej (5,81%)	Transport i łączność (50,18%) Informatyka (3,10%) Turystyka (2,50%)	Różne rozliczenia (15,02%) Administracja publiczna (10,65%) Ochrona zdrowia (7,06%) Oświata i wychowanie (5,46%) Obsługa długu publicznego (2,47%) Gospodarka mieszkaniowa (1,01%)

U w a g a. W nawiasach podano udziały składników w wydatkach całej grupy województw.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS: www.stat.gov.pl/bdl.

W dalszej części pracy zbadano, czy podobieństwo struktury wydatków budżetowych województw wpływa na poziom wskaźników rozwoju regionalnego. Można go mierzyć za pomocą indywidualnych i agregatowych wskaźników odzwierciedlających różne aspekty rozwoju gospodarki i społeczeństwa (Malina i Wanat, 1995; Salamaga, 2012; Shukla i Kakar, 2006; Szymła, 2000).

W ostatnich latach coraz większą wagę przywiązuje się do rozwoju zrównoważonego. Literatura przedmiotu obfituje w różne klasyfikacje jego mierników (Borys, 2005, 2010, 2011; Fiedor, 2005; Korol, 2007; Piontek, 2002). Toczy się też dyskusja naukowa nad skutecznością pomiaru zrównoważonego rozwoju za pomocą różnych zestawów mierników. Najczęściej wyróżnia się wskaźniki opisujące ład społeczny, gospodarczy i środowiskowy, chociaż dokonuje się także bardziej szczegółowych klasyfikacji mierników. Liczba wskaźników jest znaczna, w konkretnych badaniach empirycznych wybiera się niektóre z nich, kierując się celem badawczym czy dostępnością i kompletnością danych.

Autor prezentowanego badania starał się wybrać mierniki reprezentujące możliwie najważniejsze aspekty rozwoju zrównoważonego. I tak pod uwagę wzięto:

X_1 — PKB na mieszkańca w zł,

X_2 — nakłady inwestycyjne na mieszkańca w zł,

X_3 — udział przedsiębiorstw innowacyjnych w ogóle przedsiębiorstw w %,

X_4 — nakłady na działalność badawczo-rozwojową w relacji do PKB,

X_5 — przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym w zł,

X_6 — udział osób w gospodarstwach domowych korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem w %,

X_7 — stopę bezrobocia rejestrowanego w %,

X_8 — długość dróg ekspresowych i autostrad na 100 km²,

X_9 — liczbę samochodów osobowych na 1000 ludności,

X_{10} — przeciętne dalsze trwanie życia osób w wieku 65 lat w latach,

X_{11} — emisję zanieczyszczeń pyłowych w t/rok.

Większość spośród zaproponowanych wskaźników to stymulanty. Destymulantami są trzy zmienne: X_6 , X_7 i X_{11} . Aby ocenić, które wskaźniki były najbardziej charakterystyczne dla wyróżnionych grup województw oraz tych nieprzyjanych do żadnej z grup, posłużono się pseudotestem różnic średnich (4). W tabl. 1 podano wartości tego testu obliczone dla badanego okresu.

TABL. 1. WARTOŚCI PSEUDOTESTU RÓŻNIC ŚREDNICH DLA WSKAŹNIKÓW ROZWOJU ZRÓWNOWAŻONEGO WEDŁUG GRUP WOJEWÓDZTW O PODOBNEJ STRUKTURZE WYDATKÓW BUDŻETOWYCH

Wskaźniki	Grupy województw			Województwa nieprzyjane do grupy		
	I	II	III	dolnośląskie	lubelskie	śląskie
X_1	-0,554	-3,282	4,145	1,779	-1,639	1,203
X_2	-1,149	-2,675	4,640	1,906	-1,552	0,446
X_3	-2,182	2,024	-1,271	2,069	0,106	0,412
X_4	-1,348	-0,848	3,001	-0,077	0,512	-0,257

TABL. 1. WARTOŚCI PSEUDOTESTU RÓŻNIC ŚREDNICH DLA WSKAŹNIKÓW ROZWOJU ZRÓWNOWAŻONEGO WEDŁUG GRUP WOJEWÓDZTW O PODOBNEJ STRUKTURZE WYDATKÓW BUDŻETOWYCH (dok.)

Wskaźniki	Grupy województw			Województwa nieprzypisane do grupy		
	I	II	III	dolnośląskie	lubelskie	śląskie
X_5	-0,168	-3,081	4,009	1,171	-1,581	0,788
X_6	-1,045	4,683	-1,595	-2,121	0,703	-2,637
X_7	-1,864	3,660	-1,719	0,424	0,137	-0,941
X_8	0,561	-3,573	1,290	1,481	-2,268	4,265
X_9	2,553	-4,551	2,239	0,855	-0,913	-0,093
X_{10}	-1,034	2,444	-0,459	-0,694	0,599	-1,530
X_{11}	-0,729	-2,862	0,850	0,445	-0,866	5,874

Źródło: jak przy zestawieniu.

Porównując skupienia województw pod względem mierników zamieszczonych w tabl. 1, można stwierdzić, że najwięcej charakterystycznych cech — wyrażanych przez wskaźniki rozwoju społeczno-gospodarczego — odnotowano w województwach należących do drugiej grupy. Grupę tę charakteryzowały: niski poziom PKB na mieszkańca, niski przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym, wysoki udział osób w gospodarstwach domowych korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem, wysoka stopa bezrobocia rejestrowanego, niewielka długość dróg ekspresowych i autostrad na 100 km² oraz mniejsza liczba samochodów osobowych na 1000 osób. Województwa w grupie pierwszej w umiarkowanym stopniu wyróżniały się niewielkim udziałem przedsiębiorstw innowacyjnych w ogóle przedsiębiorstw oraz dużą liczbą samochodów osobowych na 1000 osób.

Trzecią grupę charakteryzowały głównie: wysoki PKB na mieszkańca, wysokie nakłady inwestycyjne na mieszkańca, wysokie nakłady na działalność badawczo-rozwojową w relacji do PKB oraz wysoki przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym. W przypadku województwa dolnośląskiego właściwe były: wysoki udział przedsiębiorstw innowacyjnych w ogóle przedsiębiorstw oraz niski udział osób w gospodarstwach domowych korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem. Województwo lubelskie charakteryzowało się niewielką długością dróg ekspresowych i autostrad na 100 km², a śląskie — znaczną długością dróg ekspresowych i autostrad na 100 km² oraz dużą emisją zanieczyszczeń pyłowych.

Z przedstawionych rezultatów pseudotestu (4) wynika, że pod względem społecznym i gospodarczym najlepiej rozwinięta jest trzecia grupa województw, a najslabiej — druga. Aby zbadać, na ile spójny jest rozwój społeczno-gospodarczy w województwach o podobnej strukturze wydatków budżetowych, obliczono klasyczny współczynnik zmienności dla zmiennych X_1 — X_{11} zarówno w każdej grupie województw, jak i dla wszystkich ogółem. Wyniki dla danych z lat 2013—2015 zamieszczono w tabl. 2.

TABL. 2. WSPÓLCZYNNIKI ZMIENNOŚCI WEDŁUG WSKAŹNIKÓW ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU (w %) ORAZ GRUP WOJEWÓDZTW

Wskaźniki	O g ó ł e m	I	II	III
X_1	24,76	10,42	3,13	29,03
X_2	22,38	12,59	14,07	18,89
X_3	15,23	15,82	12,37	12,82
X_4	56,75	68,01	53,88	39,66
X_5	12,18	6,10	8,89	15,25
X_6	25,33	19,87	12,78	9,11
X_7	16,42	13,00	15,96	18,35
X_8	63,05	24,91	56,27	55,18
X_9	8,14	7,02	4,02	5,55
X_{10}	2,23	1,84	2,21	3,37
X_{11}	72,13	39,70	42,62	21,30

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu.

Z tabl. 2 wynika, że zmienność wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego w grupach województw jest na ogół mniejsza niż zmienność dla wszystkich województw ogółem. W grupie pierwszej jeden wskaźnik (nakłady na działalność badawczo-rozwojową w relacji do PKB) ma większą zmienność niż w przypadku województw ogółem. W drugiej — wszystkie wartości współczynnika zmienności wskazują na mniejsze zróżnicowanie wskaźników niż dla wszystkich województw ogółem. W trzeciej grupie są cztery takie wskaźniki (PKB na mieszkańca, przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym, stopa bezrobocia rejestrowanego i przeciętne dalsze trwanie życia osób w wieku 65 lat). W pozostałych przypadkach powstawały grupy województw o wyższej wewnątrzgrupowej spójności społeczno-gospodarczej (im mniejsza wartość współczynnika zmienności, tym bardziej zbliżony rozwój województw mierzony odpowiednim wskaźnikiem). Można zatem przyjąć, że większe podobieństwo struktury wydatków budżetowych znajduje odzwierciedlenie w zbliżonym poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego województw.

Podsumowanie

Badanie wykazało związek pomiędzy strukturą wydatków budżetowych województw a niektórymi wskaźnikami zrównoważonego rozwoju. Województwa, których budżet został skonstruowany w podobny sposób, charakteryzowały się na ogół bardziej zbliżonym poziomem rozwoju. Może to oznaczać, że struktura budżetu to jeden z czynników kształtujących spójność społeczno-gospodarczą regionów. Z pewnością nie jest to jednak czynnik jedyny ani najważniejszy. Znaczenie mają bowiem m.in. wielkość budżetu województw, wysokość funduszy unijnych przeznaczonych na rozwój regionalny i efektywność ich wykorzystania czy rozmiary inwestycji prywatnych. W związku z tym przedmiotowe badanie nie może być potraktowane jako kompleksowe ujęcie analizy czynników zrównoważonego rozwoju, a jedynie poruszające jeden aspekt tego zagad-

nienia. Zastosowane podejście badawcze daje dobre rezultaty w poznawaniu podobieństw i różnic pomiędzy macierzami struktur budżetowych. Zaletą przedmiotowego wskaźnika jest możliwość jego zastosowania do pomiaru podobieństwa wielu struktur jednocześnie (macierze mogą mieć dowolnie dużą liczbę kolumn), również wówczas, gdy elementy macierzy są wyrażone w wielkościach absolutnych, co pokazuje jego przewagę nad wieloma klasycznymi wskaźnikami podobieństwa struktury.

Połączenie wyników tego badania z podejściem wykorzystującym algorytm eliminacji wektorów pozwoliło wyróżnić grupy województw najbardziej zbliżone pod względem struktury wydatków budżetowych. Umożliwiło to prowadzenie dalszej analizy w zakresie wskaźników zrównoważonego rozwoju. Przedstawione podejście badawcze otwiera drogę do badań relacji pomiędzy strukturami wydatków budżetowych województw a poziomem ich rozwoju. Warto w szczególności rozważyć, jak zmienia się podobieństwo struktur budżetowych, jak zmieniają się składy tworzonych skupień i czy grupowane w ten sposób województwa poprawiają spójność w zakresie zrównoważonego rozwoju. Kwestią otwartą pozostaje także stosowanie w kolejnych badaniach innych indywidualnych wskaźników rozwoju zrównoważonego bądź wskaźników syntetycznych.

dr hab. Marcin Salamaga — *prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*

LITERATURA

- Borys, T. (red.). (2005). *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*. Warszawa—Białystok: Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko.
- Borys, T. (2010). Strategie i wskaźniki zrównoważonego rozwoju. W: J. Kronenberg, T. Bergier (red.), *Wyzwania zrównoważonego rozwoju w Polsce*. Kraków: Fundacja Sendzimir.
- Borys, T. (2011). Zrównoważony rozwój — jak rozpoznać ład zintegrowany. *Problemy ekorozwoju — Problems of sustainable development*, 6 (2).
- Chomątowski, S., Sokołowski, A. (1978). Taksonomia struktur. *Przegląd Statystyczny*, 25 (2).
- Chrisidu-Budnik, A., Korczak, J. (2013). Województwo jako kreator rozwoju regionalnego. W: J. Korczak (red.), *Województwo—region—regionalizacja. 15 lat po reformie terytorialnej i administracyjnej*. Wrocław: Uniwersytet Ekonomiczny.
- Dorożyński, T. (2009). Przyczyny regionalnych nierówności gospodarczych w świetle wybranych teorii. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 80, 179—199.
- Fiedor, B. (2005). Koncepcja zrównoważonego rozwoju a prawa i kategorie rynku. W: B. Porskrobko, S. Kozłowski (red.), *Zrównoważony rozwój. Wybrane problemy teoretyczne i implementacja w świetle dokumentów Unii Europejskiej*. Warszawa: Komitet Człowiek i Środowisko przy Prezydium PAN.
- Gawlikowska-Hueckel, K. (2003). *Procesy rozwoju regionalnego w Unii Europejskiej — konwergencja czy polaryzacja?*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Głąbicka, K., Grewiński, M. (2003). *Europejska polityka regionalna*. Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.
- Katoła, A. (2011a). Oddziaływanie samorządu lokalnego na zrównoważony rozwój gmin. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, (24).

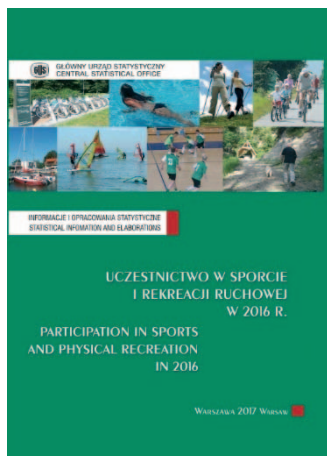
- Katoła, A. (2011b). Rola samorządu terytorialnego we wdrażaniu zrównoważonego rozwoju. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (229).
- Korol, J. (2007). *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju w modelowaniu procesów regionalnych*. Toruń: Wydawnictwo Adam Marszałek.
- Malina, A., Wanat, S. (1995). Przestrzenna analiza rozwoju Polski. *Wiadomości Statystyczne*, 40 (5).
- Piontek, B. (2002). *Koncepcja rozwoju zrównoważonego i trwałego Polski*. Warszawa: PWN.
- Podolec, B. (2000). *Analiza kształtowania się dochodów i wydatków ludności w okresie transformacji gospodarczej w Polsce*. Warszawa—Kraków: PWN.
- Salamaga, M. (2012). Analiza porównawcza rozwoju regionalnego powiatów województwa małopolskiego z wykorzystaniem wskaźnika jakości rozwoju społeczno-ekonomicznego. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie. Ekonomia*, (888).
- Shukla, R., Kakar, P. (2006). Role of Science & Technology, Higher Education and Research in Regional Socio-Economic Development. *National Council of Applied Economic Research*, (98).
- Szymła, Z. (2000). *Determinanty rozwoju regionalnego*. Wrocław—Warszawa—Kraków: Ossolineum.
- Woźniak, M. G. (2008). *Wzrost gospodarczy. Podstawy teoretyczne*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Wysocki, F. (2010). *Metody taksonomiczne w rozpoznawaniu typów ekonomicznych rolnictwa i obszarów wiejskich*. Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.

Summary. *The aim of this article is to describe the relationship between the expenditure structure of Polish voivodships and their sustainable development. The research was conducted on the basis of the CSO data for the years 2013—2015 from the Local Data Bank. Index of matrix similarity was used to examine the similarity of voivodships budget structure. Computed index values allowed to group all pairs of voivodships using the algorithm of vector elimination. In certain clusters, location and variability of selected sustainable development indicators were analyzed. This allowed to check how similarity of the expenditure structure of voivodships had influenced their increased economic and social cohesion.*

Keywords: structure similarity, voivodship budgets, algorithm of vector elimination, sustainable development.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — sierpień 2017 r.



Z sierpniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację ukazującą się cyklicznie (co 3–4 lata) pt. „**Uczestnictwo w sporcie i rekreacji ruchowej w 2016 r.**”. Przedstawiono w niej wyniki badania ankietowego zrealizowanego przez GUS w październiku 2016 r. na próbie gospodarstw domowych biorących udział w badaniu budżetów. Ostatnia edycja tego ankietowania ukierunkowana była m.in. na poznanie preferowanych sposobów spędzania czasu przeznaczonego na sport i rekreację ruchową, ocenę stopnia zaangażowania w aktywność fizyczną, oszacowanie wydatków przeznaczanych na cele sportowe oraz ustalenie poziomu wyposażenia w sprzęt sportowy.

Publikacja jest opracowaniem o charakterze tabelaryczno-analitycznym uzupełnionym o opis kwestii metodologicznych, uwzględniającym m.in. metodę, sposoby uogólniania wyników oraz objaśnienie podstawowych definicji i pojęć stosowanych w badaniu.

Komentarz analityczny zawiera charakterystykę gospodarstw domowych, w której uwzględniono cechy społeczno-demograficzne ich członków: wiek, płeć, stan cywilny, wykształcenie, dochód, źródło utrzymania czy miejsce zamieszkania. Uzyskane wyniki natomiast umożliwiają analizę postaw i umiejętności członków gospodarstw domowych związanych ze sportem i rekreacją ruchową, określenie motywów i barier uczestnictwa w zajęciach sportowych bądź rekreacyjnych. Podobnie jak poprzednio, w obecnym wydaniu zawarto informacje o udziale osób niepełnosprawnych w tego rodzaju zajęciach. Analiza wyników stanowi istotny element kompleksowej oceny uczestnictwa ludności w sporcie i rekreacji ruchowej, a stopień tego uczestnictwa może być interesującym wskaźnikiem poziomu życia społeczeństwa oraz zmian, jakie zaszły w tej dziedzinie w ostatnich latach.

Opracowanie zawiera zestaw tablic statystycznych, charakteryzujących zaangażowanie członków gospodarstw domowych w aktywność sportową lub rekreację ruchową według niektórych cech społeczno-demograficznych.

Publikacja ukazała się w polskiej wersji językowej (dodatkowo przedmowa i spis treści w języku angielskim), dostępna jest również na stronie internetowej GUS.

W sierpniu br. ukazały się także: „**Biuletyn Statystyczny Nr 7/2017**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — czerwiec 2017 r.**”, „**Ceny w gospodarce narodowej w 2016 roku**”, „**Handel zagraniczny. I—XII 2016 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lipcu 2017 r.**”, „**Obroty towarowe handlu zagranicznego w 2016 r.**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lipcu 2017 roku**”, „**Rachunki narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych w latach 2012—2015**”, „**Regiony Polski 2017**”, „**Transport — wyniki działalności w 2016 r.**”, „**Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, I półrocze 2017 r.**” oraz „**Wiadomości Statystyczne nr 8/2017 (675)**”.

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 recenzji osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które w ocenie kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Recenzowanie artykułów odbywa się zgodnie z jednym z dwóch systemów rekomendowanych przez MNiSW — stosowana jest zasada single-blind. Szczegółowe informacje dotyczące procedury recenzowania, kryteria oceny oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

- 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 „Wiadomości Statystycznych” 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.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” informuje, że istnieje możliwość publikacji na łamach miesięcznika artykułów w języku angielskim.

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**.

Miesięcznik posiada konto w Polskiej Bibliografii Naukowej. „Wiadomości Statystyczne” są indeksowane w następujących bazach: Index Copernicus, CEJSH (*Central European Journal of Sciences and Humanities*) oraz w BazEkon.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” 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

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 (*Journal of Economic Literature*).
- **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 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:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - 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 koniecznie 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. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (*American Psychological Association*).

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.** Dwoch 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.** Od trzech do pięciu 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)...

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

- d.** Sześciu 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, rocznik* (zeszyt), 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, rocznik*, 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, rocznik*, 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 przyimku W (*In*), pisanym 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 ocenie 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.