

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

KWIECIEŃ / APRIL
ROK / VOLUME 66

2021 | 4

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

KWIECIEŃ / APRIL
ROK / VOLUME 66

2021 | 4 (719)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) – Uniwersytet Szczeciński; Prof. Anthony Arundel – Maastricht University; Eric Bartelsman, PhD, Assoc. Prof. – Vrije Universiteit Amsterdam; prof. dr hab. Czesław Domański – Uniwersytet Łódzki; prof. dr hab. Elżbieta Gołata – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; Semen Matkovskyy, PhD, Assoc. Prof. – Ivan Franko National University of Lviv; prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa – Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie; prof. dr hab. Józef Oleński – Polskie Towarzystwo Statystyczne; prof. dr hab. Tomasz Panek – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; Juan Manuel Rodriguez Poo, PhD, Assoc. Prof. – University of Cantabria; Iveta Stankovičová, BEng, PhD, Assoc. Prof. – Comenius University in Bratislava; prof. dr hab. Marek Walesiak – Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu; prof. dr hab. Józef Zegar – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

Tudorel Andrei, PhD, Assoc. Prof. – Bucharest Academy of Economic Studies; mgr Renata Bielak – Główny Urząd Statystyczny; dr Marek Cierpiał-Wolan – Uniwersytet Rzeszowski; dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; dr Jacek Kowalewski – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; dr Jan Kubacki – Urząd Statystyczny w Łodzi; dr Grażyna Marciniak; dr hab. Andrzej Młodak, prof. AK – Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego; dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie; Marek Rojček, BEng, PhD – University of Economics, Prague; Anna Shostya, PhD, Assoc. Prof. – Pace University in New York; dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US – Uniwersytet Szczeciński; dr Wioletta Wrzaszcz – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy; dr inż. Agnieszka Zgierska – Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpiał-Wolan

zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młodak

redaktorzy tematyczni / thematic editors: Jan Kubacki, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Agnieszka Zgierska

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa
tel./phone +48 22 608 32 25, e-mail: redakcja.ws@stat.gov.pl

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Główny Urząd Statystyczny
Language editing: Scientific Journals Division, Statistics Poland

Redakcja techniczna, skład i łamanie, wykresy, korekta: Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Wojciecha Szuchty

Technical editing, typesetting, figures, proof-reading: Statistical Publishing Establishment – team supervised by Wojciech Szuchta



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, zws.stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na ws.stat.gov.pl
The original version of the journal is the electronic issue, available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny

Indeks 381306

Informacje w sprawie sprzedaży czasopisma / Sales of the journal:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is available at RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Subscriptions can be ordered at
www.prenumerata.ruch.com.pl

SPIS TREŚCI

CONTENTS

Od redakcji	4
From the editorial team	
 Studia metodologiczne	
Methodological studies	
Anna Czapkiewicz, Katarzyna Brzozowska-Rup	
Szacowanie rozmiarów szarej strefy w Polsce	7
Estimating the size of the shadow economy in Poland	
 Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Gbenga A. Olalude, Hammed A. Olayinka, Oluwadare O. Ojo	
Health expenditure in sub-Saharan Africa: Is it mean reversion? A Fourier unit root test approach	25
Wydatki na zdrowie w Afryce Subsaharyjskiej a zdolność powrotu do wartości średniej. Zastosowanie testu pierwiastka jednostkowego Fouriera	
Jadwiga Bożek, Janina Szewczyk	
Ocena poziomu rozwoju społecznego powiatów województwa małopolskiego z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego	45
Evaluation of the level of social development of poviats in Małopolskie Voivodship with the use of a dynamic synthetic measure	
 Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Dorota Niedziółka	
Recenzja książki Dariusza Kotlewskiego <i>Rachunek produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki</i>	64
Review of Dariusz Kotlewski's book <i>KLEMS productivity accounts for the Polish economy</i>	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Marzec 2021	68
Publications of Statistics Poland. March 2021	
 Dla autorów	71
For the authors	
 Zakres tematyczny działów	82
Thematic scope of sections	

OD REDAKCJI

W kwietniowym numerze „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” polecamy Państwu uwadze artykuły z zakresu studiów metodologicznych i praktycznych zastosowań statystyki oraz recenzję książkową.

Praca *Szacowanie rozmiarów szarej strefy w Polsce* dr hab. Anny Czapkiewicz, prof. AGH, i dr Katarzyny Brzozowskiej-Rup ukazuje rezultaty szacowania rozmiarów szarej strefy w Polsce w latach 2000–2017. Ze względu na to, że podmioty gospodarcze działające w gospodarce nieobserwowanej dążą do pozostawiania poza systemami ewidencjonowania, metoda pomiaru szarej strefy opiera się na poszukiwaniu jej śladów w różnych wskaźnikach ekonomicznych. Autorki proponują własne podejście bazujące na idei metod rezydualnych – zastosowanie dwóch metod obliczania wartości PKB: produkcyjnej i wydatkowej. Zidentyfikowane rozbieżności między PKB w ujęciu produkcyjnym a PKB w ujęciu wydatkowym są wykorzystywane do oszacowania wielkości szarej gospodarki w Polsce jako jej udziału w PKB. Autorki opierają swoje szacunki na danych panelowych z BDL GUS dotyczących wartości wybranych wskaźników makroekonomicznych mierzonych w skali województw. Jak podkreślają, uzyskane wyniki są zbliżone do oszacowań rozmiarów szarej strefy podawanych przez GUS i EY oraz częściowo do podawanych przez United Nations Global Compact.

Celem artykułu *Health expenditure in sub-Saharan Africa: Is it mean reversion? A Fourier unit root test approach*, którego autorami są Gbenga A. Olalude, Hammed A. Olayinka i Oluwadare O. Ojo, PhD, jest dokonanie analizy zdolności powrotu do wartości średniej w wydatkach na zdrowie w 45 krajach Afryki Subsaharyjskiej. Rozpatrywany szereg czasowy dotyczy bieżących wydatków na zdrowie w procentach nominalnego PKB. Dane, za lata 2000–2017, uzyskano z prowadzonej przez Bank Światowy bazy światowych wskaźników rozwoju (World Development Indicators – WDI). Z uwagi na stosunkowo niewielką długość szeregu czasowego (18 lat) oraz możliwość wystąpienia luk w danych autorzy stosują test pierwiastka jednostkowego Fouriera, który pozwala na modelowanie skoków strukturalnych, i wykazują zdolność powrotu do wartości średniej wydatków na zdrowie w 27 spośród rozpatrywanych krajów. Badają także związek między wydatkami na zdrowie a efektami opieki zdrowotnej obrazowanymi przez śmiertelność niemowląt i zgony dzieci poniżej piątego roku życia. Negatywną zależność między tymi wielkościami stwierdzają w 24 krajach, a pozytywną – w 13.

Dr hab. Jadwiga Bożek i dr inż. Janina Szewczyk w artykule *Ocena poziomu rozwoju społecznego powiatów województwa małopolskiego z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego* porównują zmiany poziomu rozwoju społecznego powiatów woj. małopolskiego w latach 2010–2019. Na podstawie danych GUS dotyczących 10 wybranych cech diagnostycznych, przy zastosowaniu metody porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych w ujęciu dynamicznym, tworzą dynamiczny miernik syntetyczny i za jego pomocą wyznaczają wielkość zmian w poziomie rozwoju powiatów. Stwierdzają, że we wszystkich powiatach nastąpił wyraźny spadek wartości miernika opisującego sytuację demograficzną i edukację, natomiast istotnie wzrosły wartości miernika charakteryzującego rynek pracy, warunki życia i ochronę zdrowia ludności. Odnotowują też pogłębienie się dysproporcji między powiatami pod względem sytuacji demograficznej i edukacji oraz zmniejszenie się różnic w zakresie rynku pracy, warunków życia i ochrony zdrowia ludności.

Dr hab. Dorota Niedziółka, prof. SGH, omawia książkę dr. Dariusza Kotlewskiego *Rachunek produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki*, wydaną w serii Biblioteka Wiadomości Statystycznych. Recenzentka podkreśla znaczenie rozpatrywanego zagadnienia dla efektywności analiz wzrostu gospodarczego i produktywności. Za zaletę metodologii opisanej w monografii uznaje jej uniwersalność oraz wskazanie czynników produkcji, które warunkują wzrost gospodarczy.

Wydanie kończy się przedstawieniem nowości wydawniczych GUS przygotowanym przez Justynę Gustyn.

Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The April issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* features articles relating to methodological studies, practical applications of statistics and a book review.

The article entitled *Estimating the size of the shadow economy in Poland* by Anna Czapkiewicz, PhD, DSc, Professor at AGH University of Science and Technology, and Katarzyna Brzozowska-Rup, PhD, presents the estimations of the volume of the shadow economy in Poland in 2000–2017. Economic entities operating in the non-observed economy seek to remain outside any official records. Thus, the method applied to measure the scope of the shadow economy involves searching for its traces among various economic indicators. The authors introduce their own approach based on the idea of residual methods, involving two approaches to calculating the value of GDP: the production and the expenses approach. The observed differences between GDP calculated according to the production-based method and the expenses-based method are used to estimate the volume of the shadow economy in Poland as reflected in its share in GDP. The authors use panel data from the Local Data Bank of Statistics Poland relating to the value of selected macroeconomic indicators measured at the voivodship scale. The obtained results closely resemble the estimations of the shadow economy done by Statistics Poland and EY, and partly those by the United Nations Global Compact.

The aim of the article entitled *Health expenditure in sub-Saharan Africa: Is it mean reversion? A Fourier unit root test approach*, written by Gbenga A. Olalude, Hammed A. Olayinka and Oluwadare O. Ojo, PhD, is to analyse the capacity to return to the average value in health expenditure of 45 sub-Saharan countries. The investigated time series concerns the ongoing health expenditure as a percentage of nominal GDP. The data covering the years 2000–2017 have been obtained from the World Development Indicators database established by the World Bank. Due to the fact that the time series is relatively short (18 years) and the possibility of gaps occurring in the data, the authors apply the Fourier unit root test, which allows the modelling of structural breaks. By means of this method they discover the capacity to return to the average value of health expenditure in 27 of the analysed countries. The link between health-related expenses and the outcomes of healthcare is also researched by the authors, who use the infant mortality rate and the death rate of children under the age of five for this purpose. A negative correlation between these values is observed in 24 countries, while a positive one – in 13.

Jadwiga Bożek, PhD, DSc, and Janina Szewczyk, BEng, PhD, in the article *Evaluation of the level of social development of poviats in Małopolskie Voivodship with the use of a dynamic synthetic measure* compare the changes observed in the level of social development in the poviats of Małopolskie Voivodship in the years 2010–2019. On the basis of data provided by Statistics Poland relating to 10 selected diagnostic features, and with the application of the method of linear ordering of multidimensional objects in a dynamic approach, the authors create a dynamic synthetic measure. They determine the volume of changes concerning the level of development of the studied poviats by means of the said measure. The results indicate that in all the studied poviats there was a significant decrease in the values of the measure describing the demographic situation and education, while the value of the measure illustrating the situation on the labour market, living conditions and health protection of the population increased considerably. The authors observe deepening disproportions between poviats in terms of the demographic situation and education, whereas the opposite process – decreasing of differences – has been spotted in the area of the labour market, living conditions and health protection of the population.

Dorota Niedziółka, PhD, DSc, Professor at the SGH Warsaw School of Economics, discusses Dr. Kotlewski's book entitled *KLEMS productivity accounts for the Polish economy*, published as part of the Statistical News Library series. The reviewer emphasises that the discussed issue is of great importance to the effectiveness of analyses of economic growth and productivity. In the reviewer's opinion, the main advantages of the methodology presented in the monograph include its universal character and the fact that the publication features all the production factors that determine economic growth.

The issue closes with a presentation of Statistics Poland's new publications, prepared by Justyna Gustyn.

We wish you pleasant reading.

Szacowanie rozmiarów szarej strefy w Polsce

Anna Czapkiewicz^a, Katarzyna Brzozowska-Rup^b

Streszczenie. Szara gospodarka jako zjawisko wielowymiarowe budzi kontrowersje oraz przysparza badaczom licznych problemów. Ze względu na to, że podmioty gospodarcze działające w gospodarce nieobserwowanej (ukrytej) dążą do pozostawiania poza systemami ewidencjonowania, niemożliwy jest bezpośredni pomiar rozmiaru tego zjawiska. Celem artykułu jest przedstawienie rezultatów szacowania rozmiarów szarej strefy w Polsce na podstawie zidentyfikowanych rozbieżności między PKB w ujęciu produkcyjnym a PKB w ujęciu wydatkowym. Zaproponowano autorskie podejście, oparte na idei metod rezydualnych. W badaniu wyznaczono dwa modele opisujące zależności pomiędzy przyrostami PKB a przyrostami wskaźników wykorzystywanych w wymienionych definicyjnych ujęciach PKB. Zidentyfikowane rozbieżności między PKB w ujęciu produkcyjnym a PKB w ujęciu wydatkowym posłużyły do oszacowania rozmiaru szarej gospodarki w Polsce, wyrażonej w postaci udziału w PKB. Analizę przeprowadzono na podstawie danych panelowych z Banku Danych Lokalnych GUS dotyczących wartości wybranych wskaźników makroekonomicznych mierzonych w skali województw za lata 2000–2017.

Uzyskane wyniki są zbliżone do oszacowań rozmiaru szarej strefy podawanych przez GUS oraz EY, a częściowo także przez United Nations Global Compact. Zaprezentowana w artykule analiza stanowi część badań prowadzonych w Ośrodku Badań Gospodarki Nieobserwowanej w Urzędzie Statystycznym w Kielcach w ramach doskonalenia metodologii stosowanej przez statystykę publiczną w Polsce.

Słowa kluczowe: gospodarka nieobserwowana, szara strefa, metody badania szarej gospodarki, dane panelowe, PKB, metoda produkcyjna, metoda wydatkowa

JEL: C10, C51, E26, O17

Estimating the size of the shadow economy in Poland

Abstract. The shadow economy, as an interdisciplinary phenomenon, generates many controversies and difficulties for researchers. Economic entities operating within the non-observed (hidden) economy strive to escape official records, therefore a direct estimation of the extent of the phenomenon remains unobtainable. The aim of this article is to present the results of the estimation of the size of the shadow economy in Poland on the basis of the differences between GDP calculated according to the 'production' and the 'expenditure' approaches. The authors propose an original technique based on the idea of residual methods. In the course of

^a Urząd Statystyczny w Kielcach, Ośrodek Badań Gospodarki Nieobserwowanej; Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania / Statistical Office in Kielce, Centre for Non-observed Economy Studies (OGN); AGH University of Science and Technology, Faculty of Management.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6144-8381>.

^b Urząd Statystyczny w Kielcach, Ośrodek Badań Gospodarki Nieobserwowanej; Politechnika Świętokrzyska w Kielcach, Wydział Zarządzania i Modelowania Komputerowego / Statistical Office in Kielce, Centre for Non-observed Economy Studies (OGN); Kielce University of Technology, Faculty of Management and Computer Modelling. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1231-8027>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: k.brzozowska-rup@stat.gov.pl.

the study, two models describing the dependencies between the growth of GDP and the growth of indicators used in the in the above-mentioned approaches to GDP calculation were established. The identified differences between the value of this measure calculated according to the production and expenditure approaches were used for the estimation of the size of the shadow economy in Poland, presented as a share in GDP. The analysis was carried out on the basis of panel data reflecting the values of selected macroeconomic indicators measured on the voivodship scale in the years 2000–2017, drawn from the Local Data Bank of Statistics Poland. The obtained results resemble to a large extent the estimates of the shadow economy by Statistics Poland and EY, and also partly that by United Nations Global Compact. The analysis presented in the paper is part of the research conducted by the Centre for Non-Observed Economy Studies (OGN) at the Statistical Office in Kielce, whose aim is to improve the methodology currently used by official statistics in Poland.

Keywords: non-observed economy, shadow economy, methods of researching the shadow economy, panel data, production approach to GDP, expenditure approach to GDP

1. Wprowadzenie

Szara strefa jest zjawiskiem odnoszącym się do wszelkich zarejestrowanych działalności produkcyjnych przyczyniających się do wzrostu obserwowalnego PKB, które z różnych przyczyn nie są ujmowane przez podstawowe dane statystyczne. Szacowanie rozmiaru szarej strefy jest niezwykle istotne zarówno ze względu na konieczność uwzględnienia jej w systemie rachunków narodowych¹, jak i w perspektywie rozwoju społeczno-gospodarczego.

W literaturze przedmiotu funkcjonuje wiele określeń odnoszących się do zjawiska szarej strefy, takich jak gospodarka nieformalna, nieobserwowana lub ukryta (Cichocki, 2006; Feige, 1997; Schneider i Enste, 2000). Jednak zgodnie z definicją sformułowaną przez Komisję Europejską (ESA, 2010) gospodarka nieobserwowana ma znacznie szerszy zasięg (OECD, 2002, *Annex 2*, s. 215) i obejmuje:

- gospodarkę nielegalną, która dotyczy tworzenia dóbr i świadczenia usług zakazanych w danym kraju, gdzie obie strony są dobrowolnymi partnerami transakcji gospodarczej (produkcja narkotyków, przemyt, np. tytoniu, czy sutenerstwo);
- działalność w szarej strefie zdefiniowaną zgodnie z wytycznymi Eurostatu (ESA, 2010) jako działania produkcyjne w sensie ekonomicznym, całkowicie legalne pod względem spełniania norm i regulacji prawnych, ale ukrywane przed władzami publicznymi;
- gospodarkę sektora nieformalnego, która polega na pracy poza rejestracją i działalnością na małą skalę, gdzie stosunek pracy zachodzi głównie na podstawie osobistych relacji, a nie umów prawnych;

¹ Kraje powinny dążyć do kompletności szacunków PKB i PNB. Reguły i normy pomiaru efektów działalności gospodarczej w krajach o gospodarce rynkowej opracowano zgodnie z zaleceniami Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych ESA 2010 wynikającymi z wytycznych ONZ, tj. z Systemu Rachunków Narodowych SNA-93 oraz SNA 2008 (System of National Accounts).

- działalność gospodarstw domowych na własny użytek, która służy zaspokojeniu potrzeb członków gospodarstwa domowego;
- niezgłoszoną działalność produkcyjną – nieuwzględnioną w wyniku braków w programie zbierania podstawowych danych statystycznych.

Warto podkreślić, że gospodarka nieobserwowana obejmuje niezgłoszone legalne i nielegalne transakcje (zarówno podmiotów zarejestrowanych, jak i niezarejestrowanych). Natomiast szara strefa odnosi się do działań produkcyjnych w sensie ekonomicznym, które są całkowicie legalne (pod względem spełniania norm i regulacji prawnych), ale ukrywane przed władzami publicznymi z chęci uniknięcia:

- płacenia podatku dochodowego, podatku od wartości dodanej (VAT) i pozostałych podatków;
- płacenia składek na ubezpieczenie społeczne;
- stosowania wymogów prawa, takich jak płaca minimalna, maksymalny czas pracy czy warunki bezpieczeństwa pracy;
- stosowania procedur administracyjnych, takich jak wypełnianie kwestionariuszy statystycznych i innych formularzy.

Tego rodzaju nadużyciom sprzyjają niejasne przepisy dotyczące zakładania i prowadzenia działalności gospodarczej, niedoskonały państwowy aparat kontrolny – niska skuteczność identyfikacji nieprawidłowości, korupcja, a także przyzwolenie społeczne na unikanie płacenia podatków czy składek na świadczenia socjalne oraz ukrywanie wynagrodzeń (Fundowicz i in., 2019, 2020; Malczewska, 2019). Istotą szarej strefy są zatem m.in. ukrywanie części dochodu w celu uniknięcia opodatkowania, zatrudnianie pracowników „na czarno” czy rejestrowanie się pracujących na własny rachunek jako bezrobotnych (Główny Urząd Statystyczny [GUS], 2014; Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD], 2002).

Do dziedzin gospodarki najbardziej narażonych na rozwój szarej strefy zalicza się: handel, usługi budowlane, turystykę, obrót paliwami ciekłymi, sektor zakładów wzajemnych i gier hazardowych, samozatrudnienie oraz prace domowe (Global Compact Network Poland, 2015/2016).

Z przeglądu literatury wynika, że istnienie szarej strefy ma niejednoznaczny związek ze wzrostem gospodarczym (Cichocki, 2006; Dymarski, 2016; Malczewska, 2019). Pracujący w szarej strefie odnoszą korzyści finansowe, dzięki czemu zwiększa się wpływ z produkcji oraz rozmiar konsumpcji. Korzyści te mają jednak charakter krótkotrwały, ponieważ są uzyskiwane kosztem pozostawania poza systemem zabezpieczenia społecznego. Długotrwałe funkcjonowanie podmiotów gospodarczych w szarej strefie prowadzi do zachowań patologicznych i zachwiania konkurencyjności przedsiębiorstw, jak również destrukcji życia społecznego i gospodarczego (Smuga, 2005).

Celem artykułu jest przedstawienie rezultatów szacowania rozmiarów szarej strefy w Polsce na podstawie zidentyfikowanych rozbieżności między PKB w ujęciu pro-

dukcyjnym a PKB w ujęciu wydatkowym. Analizą objęto dane przestrzenno-czasowe opisujące wartości wybranych wskaźników makroekonomicznych mierzonych w skali województw za lata 2000–2017.

2. Przegląd wybranych metod szacowania szarej strefy

W literaturze przedmiotu podkreśla się (m.in. Cichocki, 2006; Malczewska, 2019; Mróz, 2002), że problemem badania szarej strefy jest możliwość występowania tego zjawiska w zasadzie w każdej dziedzinie, wskutek czego funkcjonuje duża liczba synonimów oraz definicji służących do określenia go. Jednak w praktyce największą trudność stanowi ilościowe oszacowanie szarej strefy nawet po ustaleniu definicji, która pozwala na zmierzenie skali zjawiska.

Metody pomiaru szarej strefy najogólniej można podzielić na bezpośrednie i pośrednie. Do pierwszej grupy należą wszelkie badania ankietowe. Druga grupa sprowadza się do analizy danych makroekonomicznych, a jej zaletą jest niewystępowanie wad typowych dla badań ankietowych (np. subiektywizmu ocen przedsiębiorców bezpośrednio zaangażowanych w szarą gospodarkę, ograniczeń wynikających z doboru i liczebności próby itp.).

Do najczęściej wykorzystywanych metod pośrednich należą:

1. model wielu wskaźników i wielu przyczyn typu MIMIC i DYIMIMIC (Jöreskog i Sörbom, 1993), zaliczający się do klasy modeli strukturalnych, które umożliwiają określenie relacji pomiędzy endogeniczną zmienną nieobserwowalną (np. szarą strefą) a zmiennymi obserwowalnymi stanowiącymi potencjalne przyczyny występowania badanego zjawiska (w przypadku uczestnictwa w szarej strefie np. rzeczywistym i postrzeganym obciążeniem podatkowym, ciężarem regulacji – łatwością zakładania i prowadzenia działalności gospodarczej, bezrobociem rejestrowanym, płacą minimalną czy wskaźnikiem skuteczności wymiaru sprawiedliwości) oraz obserwowalnymi skutkami występowania zmiennej nieobserwowalnej. Możliwość uwzględnienia wielu potencjalnych przyczyn oraz efektów istnienia szarej strefy jest niewątpliwą zaletą tej metody, jednak w literaturze przedmiotu (Breusch, 2005; Dybka i in., 2019; Trebicka, 2014) podkreśla się jej ograniczenia. Dotyczą one w szczególności subiektywizmu w doborze zmiennych oraz przyjmowanych założeń o relacji między zmiennymi, czego skutkiem jest niestabilność oszacowań, oraz tego, że wynikiem zastosowania tej metody jest informacja o względnych zmianach wielkości szarej strefy, a oszacowanie jej wartości wymaga dodatkowej techniki wyznaczenia punktów odniesienia (wielkości bazowej) rozmiaru szarej strefy (np. na podstawie metody popytu na pieniądź);
2. podejście transakcyjne, polegające na badaniu popytu na waluty (ang. *currency demand analysis* – CDA), koncentrujące się na analizie ilości gotówki w obiegu.

Idea tej metody wywodzi się z założenia, że większość niezarejestrowanych transakcji jest dokonywana w formie płatności gotówkowych, aby nie pozostawiać śladów dla władz (Dybka i in., 2019; Feige, 1997; Gutmann, 1977; Schneider i Enste, 2000; Tanzi, 1980, 1983). Zastosowanie tego podejścia wymaga znajomości wartości dodanej i zasobów pieniądza w gospodarce, jak również rozmiaru samej szarej gospodarki w ustalonym okresie bazowym. Szczegółowe informacje dotyczące metod monetarnych, wraz z ich zaletami i wadami, można znaleźć w podręczniku OECD (2002) na temat pomiaru gospodarki nieobserwowanej;

3. metody rezydualne – w tym przypadku rozmiar szarej strefy szacowany jest na podstawie rozbieżności² pomiędzy deklarowanym a rzeczywistym stanem gospodarki wyrażanej za pomocą wybranych wskaźników, np. rozbieżności pomiędzy:
 - oficjalną a rzeczywistą siłą roboczą mierzonymi za pomocą oficjalnego i faktycznego zatrudnienia lub aktywności nierejestrowanej (Schneider i Enste, 2000);
 - wartością PKB mierzonego w ujęciu dochodów i w ujęciu wydatków (Madzarevic-Sujster i Mikulic, 2002, za: Cichocki, 2006);
 - dochodami a wydatkami, gdzie wychodzi się z założenia, że poziom uzyskiwanych dochodów ma odzwierciedlenie w wydatkach (Frey i Pommerehne, 1984; Frey i Weck-Hanneman, 1984);
4. metoda tzw. fizycznego wkładu, oparta na bilansach zużycia energii elektrycznej (ang. *electricity consumption method*) (Lackó, 1999, 2000), ponieważ zużycie energii elektrycznej jest szczególnym wskaźnikiem ogólnej aktywności gospodarczej – element tej metody stanowi konstrukcja miernika aktywności gospodarczej (Dymarski, 2016);
5. metody delfickie – wykorzystujące opinie i oceny ekspertów.

Szczegółowy przegląd bezpośrednich i pośrednich metod wykorzystywanych do szacowania szarej strefy można znaleźć m.in. w pracach: Adaira (2021), Błasiaka (2018), Cichockiego (2006), Dybki i in. (2019), Dymarskiego (2016), Fundowicza i in. (2019, 2020), Grzegorzewskiej-Mischki i Wyrzykowskiego (2015), Malczewskiej (2019), Mediny i Schneidera (2018), Mroza (2002), Schneidera (2005), Schneidera i Buehna (2016), Schneidera i Dell'Anno (2005), Schneidera i Enstego (2000). Warto zwrócić uwagę na pierwsze polskie badania szarej strefy prowadzone w ZBSE GUS i PAN przez zespół pod kierunkiem Zienkowskiego (Rajewski i Zienkowski, 1995; Zienkowski, 1996).

Pomimo wielu prac prowadzonych przez krajowe urzędy statystyczne oraz ośrodki naukowe problem opracowania niepodważalnej metody szacunku szarej strefy,

² Problem estymacji wielkości szarej strefy na podstawie rozbieżności między wybranymi wskaźnikami ekonomicznymi (np. siły roboczej albo PKB) polega na tym, że różnice te mogą oprócz istnienia szarej strefy obejmować również inne przyczyny (Cichocki, 2006; Malczewska, 2019).

akceptowanej przez wszystkie środowiska zajmujące się tym zagadnieniem, pozostaje nierozwiązany.

3. PKB jako źródło informacji o rozmiarze szarej strefy

PKB jest najważniejszym miernikiem rozmiarów i zmian poziomu produkcji (tj. wartości nowo wytworzonej) opracowywanym przez krajowe urzędy statystyczne (Wyżnikiewicz, 2017). Zgodnie z rozporządzeniem Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 549/2013 z dnia 21 maja 2013 r. w sprawie europejskiego systemu rachunków narodowych i regionalnych w Unii Europejskiej PKB jest definiowany jako końcowy rezultat działalności produkcyjnej jednostek produkcyjnych będących rezydentami danego kraju. Wartość tego wskaźnika utożsamia się z miarą poziomu rozwoju gospodarczego, a jego dynamikę – z miarą wzrostu gospodarczego (Wyżnikiewicz, 2017). Pomimo wielu dyskusji nad jego adekwatnością (Mączyńska, 2014) nadal jest stosowany jako jeden z podstawowych mierników efektów pracy społeczeństwa danego kraju.

W 1995 r. w dokumentach ESA pojawiła się koncepcja włączenia szacunków szarej strefy gospodarczej do PKB. Ze względu na złożoność problemu szczegółowe elementy wdrożenia zmian metodologicznych zostały opracowane w dokumentach ogólnosiwiatowego SNA 2008 i ESA 2010 z terminem obowiązywania od września 2014 r. (Wyżnikiewicz, 2017). Rachunki PKB to integralna część systemu rachunków narodowych. Zgodnie z zasadami metodologicznymi GUS rachunki te „stanowią spójny zbiór wskaźników makroekonomicznych, dostępnych z niewielkim opóźnieniem, dających pełny obraz finansowej i niefinansowej działalności gospodarczej kraju” (GUS, 2010, s. 5). Są one prowadzone niezależnie z dwóch stron: tworzenia i rozdyponowania, a następnie poddawane bilansowaniu tych stron, z wykorzystaniem dodatkowo informacji dochodowych.

Na potrzeby omawianego badania przyjęto następujące modele obliczania wartości PKB:

- od strony produkcji – wartość wytworzonych dóbr i usług finalnych obliczana jest jako różnica między produkcją całkowitą a wartością dóbr i usług zużytych do tej produkcji:

$$PKB = \text{produkcja globalna kraju} - \text{zużycie pośrednie}, \quad (1)$$

- od strony wydatków – zakłada się, że PKB jest w przybliżeniu równy sumie wydatków wszystkich nabywców dóbr finalnych wytworzonych w ciągu roku, a obliczane są następujące kategorie:

$$PKB = \text{konsumpcja} + \text{inwestycje} + \text{wydatki rządowe} + \text{eksport netto}. \quad (2)$$

4. Metoda badania

Przed podjęciem próby szacowania szarej strefy warto zauważyć, że informacje na temat jej wielkości mogą być ukryte w anomaliach pojawiających się w przyrostach wskaźników makroekonomicznych. Bilansowanie wartości PKB odbywa się na poziomie wartości wskaźnika, podczas gdy przyrosty nie podlegają kontroli i korekcie. W związku z tym istnieje duże prawdopodobieństwo wykrycia nieoczekiwanych i/lub nietypowych zdarzeń w zmianach przyrostów wskaźnika opisującego badane zjawisko.

Proponowane podejście polega na zidentyfikowaniu rozbieżności między PKB w dwóch ujęciach: produkcyjnym i wydatkowym. W tym celu wyznacza się dwa modele opisujące zależności pomiędzy przyrostami PKB a przyrostami wskaźników wykorzystywanych w wymienionych definicyjnych ujęciach PKB. Ponadto za pomocą analizy przyrostów logarytmów danych wskaźników makroekonomicznych można wyeliminować efekt inflacji.

Rozważmy zatem dwa modele regresji liniowej, w których zmienną objaśnianą są roczne zmiany PKB, oznaczone jako P , a zmiennymi objaśniającymi – roczne zmiany odpowiednich składowych, na podstawie których wyznacza się PKB. W pierwszym modelu zmiennymi objaśniającymi są przyrosty produkcji globalnej (PG) oraz przyrosty zużycia pośredniego (ZP), a w drugim modelu – przyrosty: konsumpcji (C), inwestycji (I), wydatków rządowych (G) oraz eksportu netto (EN). Przy założeniu, że rozważane czynniki są jedynymi składowymi PKB, w obu modelach przyjmuje się wyraz wolny równy 0.

W ten sposób model I, który odnosi się do definicji PKB od strony produkcji, jest wyrażony wzorem

$$P_{t,n}^I = \gamma_1 PG_{t,n} + \gamma_2 ZP_{t,n} + \varepsilon_{t,n}, \quad (3)$$

przy czym $t = 1, \dots, T$ oznacza lata, natomiast $n = 1, \dots, 16$ indeksuje odpowiednie replikacje. Zakładamy, że $\varepsilon_{t,n} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$.

Model II, który odnosi się do definicji PKB w ujęciu wydatków, przyjmuje postać

$$P_{t,n}^{II} = \gamma_1 C_{t,n} + \gamma_2 I_{t,n} + \gamma_3 G_{t,n} + \gamma_4 EN_{t,n} + \eta_{t,n}, \quad (4)$$

$$\eta_{t,n} \sim N(0, \sigma_\eta).$$

Ze względu na krótki szereg czasowy założono, że wariancje σ_ε oraz σ_η są stałe w czasie.

Estymację parametrów modeli I i II przeprowadzono za pomocą metody największej wiarygodności. Następnie, na podstawie poniższych wzorów, wyznaczono prognozowane wartości $\widehat{PKB}_{t,n}^I$ oraz $\widehat{PKB}_{t,n}^{II}$:

$$\begin{aligned}\widehat{PKB}_{t,n}^I &= \widehat{PKB}_{t,n}^I \exp(P_{t,n}^I), \\ \widehat{PKB}_{t,n}^{II} &= \widehat{PKB}_{t,n}^{II} \exp(P_{t,n}^{II}).\end{aligned}\tag{5}$$

Rozmiar szarej gospodarki zdefiniowano wzorem:

$$S_{New} = \left| \frac{\widehat{PKB}_t^I - \widehat{PKB}_t^{II}}{\widehat{PKB}_t} \right|,\tag{6}$$

gdzie $\widehat{PKB}_t^I$ oraz $\widehat{PKB}_t^{II}$ – średnia arytmetyczna prognozowanych wartości PKB odpowiednio ze wzorów (5).

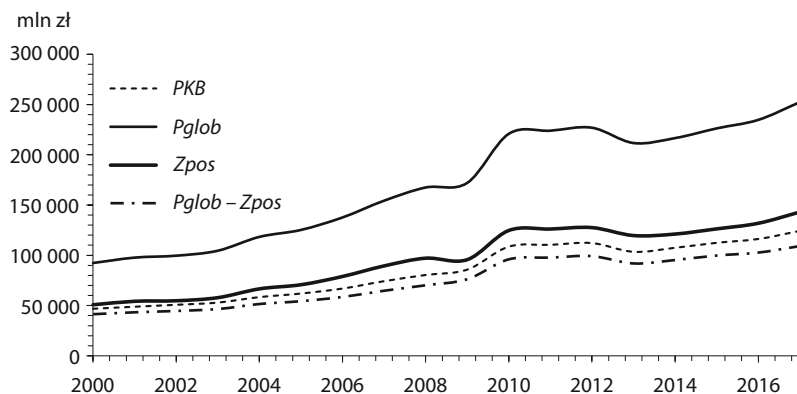
W badaniu empirycznym wykorzystano dane z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS zebrane dla wszystkich województw Polski w latach 2000–2017. Pod uwagę wzięto:

- PKB w mln zł;
- produkcję globalną w mln zł;
- zużycie pośrednie w mln zł;
- konsumpcję (przeciętne miesięczne wydatki na towary i usługi konsumpcyjne oraz pozostałe wydatki przeznaczone na zaspokojenie potrzeb gospodarstwa domowego w przeliczeniu na osobę) w zł;
- inwestycje (nakłady inwestycyjne na mieszkańca ogółem) w zł;
- wydatki rządowe (w przeliczeniu na mieszkańca) w zł;
- eksport netto (w przeliczeniu na mieszkańca) w zł.

Na wyk. 1 przedstawiono zmiany w czasie wartości: PKB, produkcji globalnej i zużycia pośredniego oraz różnicy między produkcją globalną a zużyciem pośrednim, wyznaczonych jako średnie z danych dla 16 województw.

Jak należało się spodziewać, wartości analizowanych zmiennych rosną w czasie. Wzrost produkcji globalnej jest większy niż wzrost zużycia pośredniego, o czym świadczy wykres różnicy tych dwóch wskaźników. Ponadto przebieg zmieniających się w czasie wartości analizowanych wskaźników sugeruje brak stacjonarności analizowanych szeregów czasowych. Niestacjonarność została potwierdzona testem ADF, w wyniku którego dla każdego rozważanego szeregu czasowego uzyskano $p\text{-value} < 0,01$.

Wykr. 1. Zmiany w czasie wartości PKB, produkcji globalnej (P_{glob}), zużycia pośredniego (Z_{pos}) oraz różnicy pomiędzy produkcją globalną i zużyciem pośrednim ($P_{glob} - Z_{pos}$)

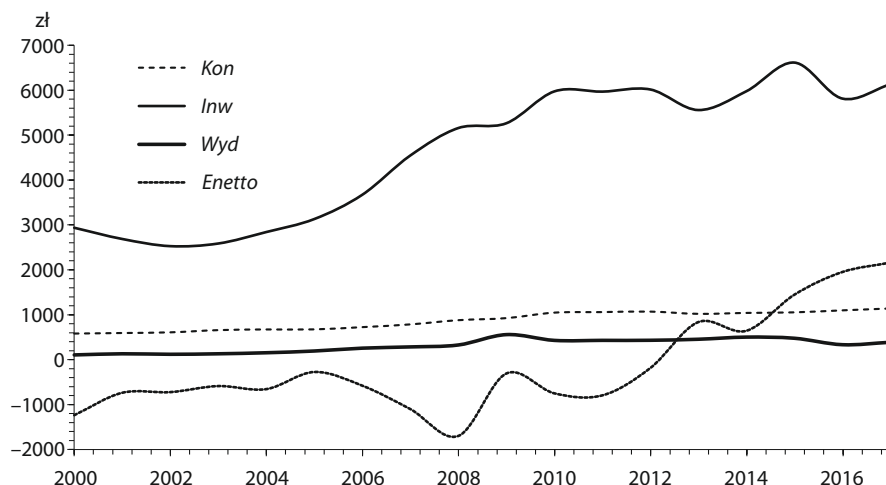


Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Z kolei metoda wydatkowa konstrukcji wskaźnika PKB bazuje na wielkości: konsumpcji, inwestycji, wydatków rządowych i eksportu netto. W analizie jako wskaźnik konsumpcji przyjęto przeciętne miesięczne wydatki na towary i usługi konsumpcyjne oraz pozostałe wydatki przypadające na osobę. Wydatki na towary i usługi konsumpcyjne obejmują towary zakupione za gotówkę, również przy użyciu karty płatniczej lub kredytowej, na kredyt i otrzymane bezpłatnie oraz spożycie naturalne, czyli towary i usługi konsumpcyjne pobrane na potrzeby gospodarstwa domowego z działalności rolniczej bądź działalności gospodarczej na własny rachunek. Pozostałe wydatki obejmują m.in. kwoty przekazane innym gospodarstwom domowym i instytucjom niekomercyjnym, w tym dary. Jako wskaźnik inwestycji przyjęto dane, które uwzględniają informacje dotyczące rzeczowego majątku trwałego – wartość brutto środków trwałych w gospodarce narodowej oraz dane o nakładach inwestycyjnych (nakładach finansowych lub rzeczowych), których celem jest stworzenie nowych środków trwałych albo rozbudowa lub modernizacja istniejących obiektów majątku trwałego. Wskaźnik ten został podany w cenach bieżących przeliczonych na mieszkańca³. Jako wydatki rządowe (w równaniu (2)) przyjęto wydatki budżetów województw na mieszkańca. Wydatki budżetów jednostek samorządu terytorialnego grupuje się zgodnie z zasadami określonymi w ustawie o finansach publicznych. Eksport netto w zł został przeliczony na mieszkańca.

³ Wskaźniki odnoszące się do liczby i struktury ludności (płeć, grupy wieku) od 2010 r. zostały przeliczone zgodnie z bilansem sporządzonym na podstawie wyników NSP 2011.

Wykr. 2. Zmiany w czasie wskaźnika konsumpcji (*Kon*), wskaźnika inwestycji (*Inw*), wydatków rządowych (*Wyd*) oraz różnicy pomiędzy eksportem i importem (*Enetto*) w przeliczeniu na mieszkańca



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Na wykry. 2 przedstawiono zmiany w czasie wskaźnika konsumpcji (*Kon*), wskaźnika inwestycji (*Inw*), wydatków rządowych (*Wyd*) oraz różnicy pomiędzy eksportem i importem przypadającej na mieszkańca (*Enetto*). Wartości analizowanych wskaźników rosną w czasie. Również dla tych szeregów czasowych niestacjonarność została potwierdzona testem ADF, w wyniku którego dla każdego rozważanego szeregu czasowego uzyskano $p\text{-value} < 0,01$.

Celem omawianego badania jest zmierzenie szarej gospodarki w skali kraju. Jednak ze względu na to, że w rachunkach narodowych „rachunki produktu krajowego brutto są prowadzone niezależnie z dwóch stron: tworzenia i rozdysponowania, a następnie poddawane bilansowaniu tych stron, z wykorzystaniem dodatkowo informacji dochodowych” (GUS, 2005, s. 1), do oszacowania różnicy między wartością PKB od strony produkcji a jego wartością od strony wydatków wykorzystano dane roczne z poziomu województw. Takie rozwiązanie umożliwia dokładniejszą identyfikację ewentualnego śladu istnienia szarej strefy w gospodarce. Zatem replikacje w modelach opisanych wzorami (3) i (4) będą tworzone według województw.

W analizie wykorzystano logarytmiczne przyrosty rozważanych szeregów czasowych, definiowanych jako

$$\ln\left(\frac{B_{t,n}}{B_{t-1,n}}\right), \quad (7)$$

gdzie:

$B_{t,n}$ – wartość danego czynnika w roku t , dla n -tego województwa,

$B_{t-1,n}$ – wskazanie tego czynnika w roku poprzednim.

Przekształcenie to pozwala zarówno wychwycić anomalię, którą może być nieproporcjonalny przyrost, jak i uzyskać stacjonarne szeregi czasowe. Stacjonarność szeregów została potwierdzona testem ADF (dla wszystkich analizowanych szeregów czasowych uzyskano p -value $> 0,1$).

W tabl. 1 przedstawiono podstawowe statystyki opisowe dla analizowanych zmiennych z poziomu województw za lata 2000–2017.

Tabl. 1. Statystyki opisowe zmiennych^a wykorzystanych do oszacowania szarej strefy w latach 2000–2017

Zmienne	Średnia arytmetyczna	Mediana	Odchylenie standardowe	Wariancja	Skośność	Kurtoza
$P_{t,n}$	0,055	0,051	0,028	0,505	0,588	0,264
$PG_{t,n}$	0,057	0,048	0,037	0,658	0,575	-0,300
$ZP_{t,n}$	0,058	0,054	0,049	0,851	0,260	-0,455
$C_{t,n}$	0,039	0,037	0,040	1,020	0,299	0,146
$I_{t,n}$	0,046	0,055	0,134	2,903	-0,361	0,993
$G_{t,n}$	0,079	0,087	0,248	3,152	-0,293	1,850
$EN_{t,n}$	0,098	0,086	0,041	0,419	0,672	-0,378

a Zmienne z poziomu województw.

Uwaga. $P_{t,n}$ – roczne zmiany PKB, $PG_{t,n}$ – przyrosty produkcji globalnej, $ZP_{t,n}$ – przyrosty zużycia pośredniego, $C_{t,n}$ – przyrosty konsumpcji, $I_{t,n}$ – przyrosty inwestycji, $G_{t,n}$ – przyrosty wydatków rządowych, $EN_{t,n}$ – przyrosty eksportu netto.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Podczas analizy statystyk opisowych przedstawionych w tabl. 1 można zauważyć pewną asymetrię prezentowanych danych. Dla przyrostów: PKB, produkcji globalnej, zużycia pośredniego, konsumpcji oraz eksportu netto wartość średniej arytmetycznej jest większa niż wartość mediany, a wskaźnik skośności – dodatni. Oznacza to, że dla tych szeregów czasowych jest znacznie więcej zmian stosunkowo niewielkich niż dużych. Natomiast w przypadku inwestycji i wydatków rządowych zależność przedstawia się odwrotnie. Wartość średniej arytmetycznej niższa od mediany oraz ujemna skośność wskazują na częstsze występowanie dużych przyrostów tych wskaźników z roku na rok w skali kraju.

5. Wyniki badania

W celu wyznaczenia rozmiaru szarej strefy rozważono podejście bazujące na różnicy pomiędzy wartością PKB mierzonego w ujęciu dochodów i w ujęciu wydatków. Analizie poddano zatem modele opisane wzorami (3) i (4), dla których estymatory zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności. Uwzględniono w nich przyrosty logarytmów analizowanych wartości, a replikacje były tworzone według województw.

W wyniku obliczeń uzyskano następujące relacje⁴:

$$P_{t,n}^I = 1,925^{***} PG_{t,n} - 0,942^{***} ZP_{t,n} + \varepsilon_{t,n} \quad (8)$$

oraz:

$$P_{t,n}^{II} = 0,791^{***} C_{t,n} + 0,341^{***} I_{t,n} - 0,062^* G_{t,n} + 0,558^{**} EN_{t,n} + \eta_{t,n}. \quad (9)$$

Odchylenie standardowe błędu dla modelu I wyniosło $\sigma_\varepsilon^2 = 0,005$, a dla modelu II – $\sigma_\eta^2 = 0,025$.

Z analizy wyników uzyskanych dla modeli I i II można wyciągnąć wniosek, że model I lepiej opisuje przyrosty PKB niż model II. Wariancja błędu losowego dla tego modelu jest zdecydowanie mniejsza.

Po uzyskaniu parametrów modeli konstruowanych dla przyrostów dokonano transformacji odwrotnej, w wyniku której obliczono szacowaną wartość PKB jako

$$\widehat{PKB}_{t,n} = \widehat{PKB}_{t-1,n} \exp(\hat{P}_{t,n}). \quad (10)$$

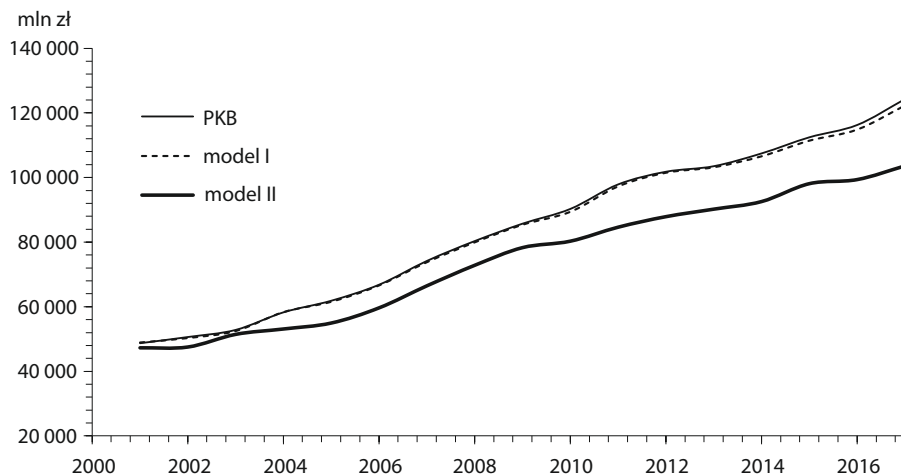
Jako wartość $\widehat{PKB}_{0,n}$ przyjęto pierwsze obserwacje szeregów czasowych (dla każdego województwa), które były analizowane. Na podstawie modeli I i II wyznaczono prognozowane wartości PKB. Następnie obliczono średnie arytmetyczne prognoz z województw, dzięki czemu uzyskano odpowiednio wartości $\widehat{PKB}_t^I$ oraz $\widehat{PKB}_t^{II}$.

Na wyk. 3 zestawiono rzeczywiste wartości PKB oraz wartości uzyskane z modeli I i II.

Analiza wyk. 3 pozwala zauważyć, że o ile model I bardzo dobrze prognozuje wartości rzeczywiste PKB, o tyle dla modelu II różnica pomiędzy wartościami teoretycznymi i prognozowanymi jest znaczna.

⁴ Liczba gwiazdek obok wartości współczynników oznacza, że odpowiadające im zmienne objaśniające mają wpływ na zmienną objaśnianą na poziomie istotności: jedna gwiazdka – 0,1, dwie gwiazdki – 0,5, trzy – 0,01.

Wykr. 3. Przeciętne rzeczywiste wartości PKB oraz wartości uzyskane na podstawie modelu I i modelu II, odpowiednio $\overline{PKB}_t^I$ i $\overline{PKB}_t^{II}$



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

W tabl. 2 zestawiono prognozowane wartości PKB uzyskane na podstawie obu modeli oraz wielkość szarej gospodarki oszacowaną jako udział w PKB oraz wartość w młn zł, wyznaczoną ze wzoru (8).

Tabl. 2. Rzeczywiste i prognozowane wartości PKB oraz szacowany rozmiar szarej strefy

L a t a	PKB	$\widehat{PKB}_{t.}^I$	$\widehat{PKB}_{t.}^{II}$	S_{New} – udział szarej strefy w PKB w %	Szara strefa w mln zł
	w mln zł				
2005	61904,3	61546,8	54931,0	10,7	6615,9
2006	66864,1	66610,0	59627,4	10,4	6982,6
2007	74225,2	73796,2	66443,8	9,9	7352,4
2008	80379,3	79934,0	72801,8	8,9	7132,2
2009	85762,9	85382,3	78271,6	8,3	7110,7
2010	90330,9	89377,0	80264,5	10,1	9112,5
2011	97926,6	97239,4	84593,4	12,9	12646,0
2012	101839,1	101478,2	87859,5	13,4	13618,7
2013	103555,9	103164,2	90180,2	12,5	12984,0
2014	107526,8	106565,1	92527,3	13,1	14037,9
2015	112515,3	111402,5	98065,7	11,9	13336,8
2016	116321,7	114830,3	99329,3	13,3	15501,0
2017	124334,3	122276,3	103559,7	15,1	18716,6

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

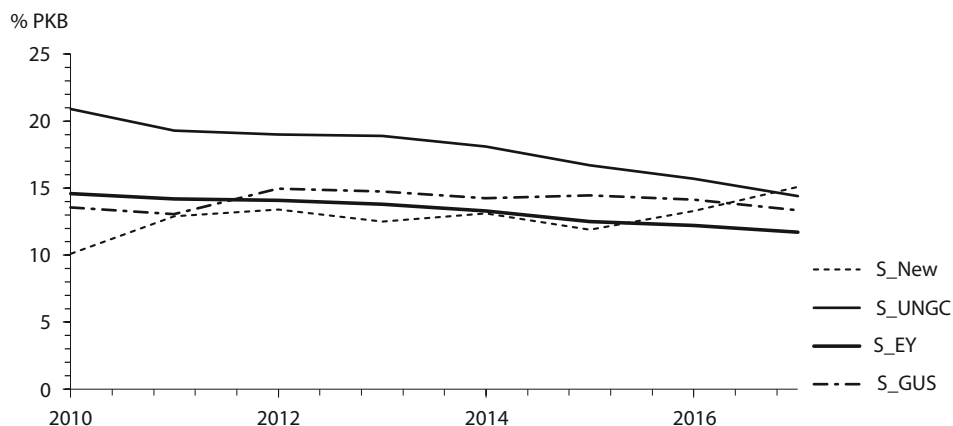
W tabl. 3 zestawiono uzyskane wyniki oszacowań szarej strefy (S_{New}) z wielkościami prezentowanymi w opracowaniach literaturowych (Global Compact Network Poland, 2015/2016), w szczególności w porównaniu z odpowiednimi danymi GUS (S_{GUS}), United Nations Global Compact (UNGC – S_{UNGC}) oraz EY (S_{EY}).

Tabl. 3. Szacunki szarej strefy w Polsce w % PKB w latach 2010–2017 za pomocą różnych metod

L a t a	S_{New}	S_{UNGC}	S_{EY}	S_{GUS}
2010	10,1	20,9	14,6	12,6
2011	12,9	19,3	14,2	12,1
2012	13,4	19,0	14,1	14,0
2013	12,5	18,9	13,8	13,8
2014	13,1	18,1	13,3	13,3
2015	11,9	16,7	12,5	13,5
2016	13,3	15,7	12,2	13,2
2017	15,1	14,4	11,7	12,4

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS oraz Global Compact Network Poland (2018/2019).

Wykr. 4. Porównanie rozmiarów szarej strefy w Polsce w badaniu własnym (New) oraz szacunków według UNGC, EY i GUS



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Na podstawie analizy powyższych wyników (tabl. 3 oraz ich graficznej prezentacji na wyk. 4) można stwierdzić, że oszacowanie szarej strefy bazujące na różnicy pomiędzy wartością PKB mierzonego w ujęciu produkcyjnym i w ujęciu wydatków dało wyniki bardzo zbliżone do oszacowań GUS oraz EY. Oszacowanie szarej strefy w ujęciu UNGC dla lat 2010–2016 było znacznie wyższe od pozostałych, a jedynie

dla roku 2017 bardzo zbliżyło się do oszacowania szarej gospodarki, którą wyznaczono w badaniu omawianym w artykule.

Reasumując, zaprezentowana metoda wyznaczenia szarej strefy przyniosła w rozpatrywanym przypadku bardzo obiecujące wyniki, zbliżone do otrzymywanych dzięki zastosowaniu metody GUS. Jej zaletą jest również łatwość użycia, ponieważ nie wymaga dodatkowych założeń i bazuje na stosunkowo prostych obliczeniach.

6. Podsumowanie

Jednym z największych wyzwań w szacowaniu wielkości szarej strefy jest brak możliwości bezpośredniego pomiaru tego zjawiska.

Niezależnie od zastosowanej definicji szarej gospodarki powszechną praktyką jest podawanie wielkości niezadeklarowanej gospodarki jako jej udziału w PKB. Takie podejście umożliwia przeprowadzanie porównań międzynarodowych i międzyokresowych.

W artykule przedstawiono metodę szacowania szarej strefy skonstruowaną na podstawie założenia, że w pomiarze PKB podejście od strony wydatków jest spójne z podejściem od strony produkcji. A zatem w przypadku gdy wartość PKB określa się według tych dwóch podejść, różnica pomiędzy nimi może być traktowana jako przybliżona wartość rozmiaru szarej gospodarki.

Przyjęto założenie, że informacje na temat rozmiaru szarej strefy mogą być ukryte w anomaliach pojawiających się w przyrostach wskaźników makroekonomicznych, na podstawie których wyznacza się PKB. Zaproponowano podejście polegające na zidentyfikowaniu rozbieżności między PKB w ujęciu produkcyjnym a PKB w ujęciu wydatkowym. W tym celu wyznaczono dwa modele opisujące zależności pomiędzy przyrostami PKB a przyrostami wskaźników wykorzystywanych w wymienionych ujęciach definicyjnych PKB. Wyniki uzyskane na podstawie zaprezentowanej metody były zbliżone do oszacowań szarej strefy podawanych przez GUS oraz EY, a częściowo także do wyników UNGC. Szacowany udział szarej strefy w polskiej gospodarce wynosił w 2017 r. około 15% PKB.

Przedstawiona metoda oprócz zalet – stosunkowo prostej konstrukcji modelu i wykorzystania powszechnie dostępnych danych – ma również wady. Istnieje prawdopodobieństwo, że oszacowana różnica między PKB w ujęciach produkcji i wydatków może wynikać nie tylko z istnienia szarej strefy, ale w pewnej mierze z błędów w statystykach wykorzystywanych do wyznaczenia PKB. Kolejną niedogodnością jest wykorzystywanie w modelu wyłącznie danych historycznych.

W związku z powyższym obecnie w Ośrodku Gospodarki Nieobserwowanej w Urzędzie Statystycznym w Kielcach trwają prace nad taką modyfikacją zaprezentowanego podejścia, która umożliwi jednoczesne uchwycenie w modelu efektu ist-

nienia szarej strefy i zakłóceń natury losowej w wartościach zmiennych objaśniających. Równolegle podjęto prace nad adaptacją proponowanych metod do prognozowania rozmiaru szarej strefy w Polsce. Adaptacja ta będzie polegać m.in. na konstrukcji modelu wielorównaniowego, w którym uwzględnione zostaną zmienne dotyczące uszczupień publicznoprawnych, asymetrii handlu i innych dostępnych baz danych.

Bibliografia

- Adair, P. (2021). Non-Observed Economy vs. Shadow Economy and Informal Employment in Poland: A Range of Mismatching Estimates. W: W. Andreff (Ed.), *Comparative Economic Studies in Europe: A Thirty Year Review – In Honour of Horst Brezinski* (s. 249–278). Palgrave MacMillan.
- Błasiak, Z. A. (2018). Przydatność metod ekonometrycznych w badaniach nad szarą strefą. *Roczniki Ekonomii i Zarządzania*, 10(2), 143–175. <http://dx.doi.org/10.18290/reiz.2018.10.2-10>.
- Breusch, T. (2005). *Estimating the Underground Economy using MIMIC Models*. <https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/em/papers/0507/0507003.pdf>.
- Cichocki, S. J. (2006). Metody pomiaru szarej strefy. *Gospodarka Narodowa*, 205(1/2), 37–61. <https://doi.org/10.33119/GN/101449>.
- Dybka, P., Kowalczyk, M., Olesiński, B., Rozkrut, M., Torój, A. (2019). Currency demand and MIMIC models: towards a structured hybrid method of measuring the shadow economy. *International Tax and Public Finance*, 26(1), 4–40. <https://doi.org/10.1007/s10797-018-9504-5>.
- Dymarski, K. (2016). *Estymacja rozmiaru szarej strefy w oparciu o dane ankietowe gospodarstw domowych* [rozprawa doktorska, Uniwersytet Warszawski]. https://depotuw.ceon.pl/bitstream/handle/item/1404/Konrad_Dymarski_rozprawa_doktorska.pdf?sequence=1.
- Feige, E. L. (1997). Revisited Estimates of the Underground Economy: Implications of US Currency Held Abroad. W: O. Lippert, M. Walker (Eds.), *The Underground Economy: Global Evidence of Its Size and Impact* (s. 151–208). Vancouver: The Fraser Institute. <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/UndergroundEconomy.pdf>.
- Frey, B. S., Pommerehne, W. W. (1984). The Hidden Economy: State and Prospects for Measurement. *Review of Income and Wealth*, 30(1), 1–23. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1984.tb00474.x>.
- Frey, B. S., Weck-Hanneman, H. (1984). The hidden economy as an ‘unobserved’ variable. *European Economic Review*, 26(1–2), 33–53. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(84\)90020-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(84)90020-5).
- Fundowicz, J., Łapiński, K., Wyżnikiewicz, B., Wyżnikiewicz, D. (2019). *Szara strefa 2019*. Warszawa: Instytut Prognoz i Analiz Gospodarczych. http://www.ipag.org.pl/Content/Uploaded/files/IPAG_Szara_Strefa_2019.pdf.
- Fundowicz, J., Łapiński, K., Wyżnikiewicz, B., Wyżnikiewicz, D. (2020). *Szara strefa 2020*. Warszawa: Instytut Prognoz i Analiz Gospodarczych. https://polskabezgotowkowa.pl/files/IPAG_Szara_Strefa_2020.pdf.
- Global Compact Network Poland (2015/2016). *Przeciwdziałanie szarej strefie w Polsce*. https://ungc.org.pl/wp-content/uploads/2016/04/GCNP_raport_szara_strefa_www_poj_030416.pdf.

- Global Compact Network Poland (2018/2019). *Przeciwdziałanie szarej strefie w Polsce*. https://ungc.org.pl/wp-content/uploads/2019/07/SZARA_STREFA_www.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (2005). *Informacja GUS o metodologii szacunków kwartalnych produktu krajowego brutto*. Warszawa. https://stat.gov.pl/download/cps/rde/xbcr/gus/informacja_metedologia_szac_kw_pkb.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (2010). *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto. Zasady metodologiczne*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto---zasady-metodologiczne,5,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2014). *Wdrożenie ESA2010 do rachunków narodowych. Zmiany metodologiczne oraz ich wpływ na główne agregaty makroekonomiczne*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/europejski-system-rachunkow-narodowych-i-regionalnych-esa-2010/wdrozenie-esa2010-do-rachunkow-narodowych-zmiany-metodologiczne-oraz-ich-wplyw-na-glowne-agregaty-makroekonomiczne,8,1.html>.
- Grzegorzewska-Mischka, E., Wyrzykowski, W. (2015). Szara strefa jako skutek polityki podatkowej państwa. *Zarządzanie i Finanse*, 13(3/2), 149–164. http://zif.wzr.pl/pim/2015_3_2_10.pdf.
- Gutmann, P. M. (1977). The Subterranean Economy. *Financial Analysts Journal*, 33(6), 26–27. <https://doi.org/10.2469/faj.v33.n6.26>.
- Jöreskog, K. G., Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Lackó, M. (1999). Do Power Consumption Data Tell the Story? – *Electricity Intensity and Hidden Economy in Post-Socialist Countries* (Budapest Working Papers on the Labour Market No. 2). <https://www.econstor.eu/handle/10419/108393>.
- Lackó, M. (2000). Hidden Economy – an Unknown Quantity? Comparative Analysis of Hidden Economies in Transition Countries, 1989–95. *Economics of Transition*, 8(1), 117–149. <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00038>.
- Madzarevic-Sujster, S., Mikulic, D. (2002). *An Estimate of the Underground Economy via the National Accounts System*. Zagreb: Institute of Public Finance.
- Malczewska, P. (2019). *Szara strefa gospodarki. Determinanty i mechanizmy kształtowania*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Mączyńska, E. (2014). Dylematy pomiaru gospodarki globalnej – produkt krajowy brutto. W: A. Cieślík, J. J. Michałek (red.), *Niedoskonała globalizacja. Czy światowy system gospodarczy wymaga gruntownych reform? Księga jubileuszowa Profesora Włodzimierza Siwińskiego* (s. 194–208). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego. <https://doi.org/10.31338/uw.9788323515364>.
- Medina, L., Schneider, F. (2018). *Shadow Economies Around the World: What Did We LEARN Over the Last 20 Years?* (Working Paper No. 18/17). <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/01/25/Shadow-Economies-Around-the-World-What-Did-We-Learn-Over-the-Last-20-Years-45583>.
- Mróz, B. (2002). *Gospodarka nieoficjalna w systemie ekonomicznym*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2002). *Measuring the Non-Observed Economy: A Handbook*. <https://www.oecd.org/sdd/na/1963116.pdf>.

- Rajewski, Z., Zienkowski, L. (1995). Szara gospodarka w systemie rachunków narodowych. Z *Prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN. Studia i Prace*, (223), 7–19.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady UE nr 549/2013 z dnia 21 maja 2013 r. (Dz.Urz.Ue.L.2013.174.1).
- Schneider, F. (2005). Shadow economies around the world: what do we really know?. *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598–642. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2004.10.002>.
- Schneider, F., Buehn, A. (2016). *Estimating the Size of the Shadow Economy: Methods, Problems and Open Questions* (IZA DP No. 9820). <http://ftp.iza.org/dp9820.pdf>.
- Schneider, F., Dell'Anno, R. (2003). The Shadow Economy of Italy and other OECD Countries: What do we know?. *Journal of Public Finance and Public Choice*, 21(2/3), 97–120. <https://doi.org/10.1332/251569203X15668905422009>.
- Schneider, F., Enste, H. D. (2000). Shadow Economics: Size, Causes and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77–114. <https://doi.org/10.1257/jel.38.1.77>.
- Smuga, T. (2005). *Metodologia badań szarej strefy na rynku usług turystycznych*. Warszawa: Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego. <https://www.gov.pl/web/kulturaimport/metodologia-badan-szarej-strefy-na-ryнку-usług-turystycznych>.
- Tanzi, V. (1980). The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications. *PSL Quarterly Review*, 33(135), 427–453. <https://ojs.uniroma1.it/index.php/PSLQuarterlyReview/article/view/12996/12801>.
- Tanzi, V. (1983). The Underground Economy in the United States: annual estimates, 1930–80. *IMF Staff Papers*, 30(2), 283–305.
- Trebicka, B. (2014). Mimic Model: A Tool to Estimate the Shadow Economy. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 3(6), 295–300. <https://doi.org/10.5901/ajis.2014.v3n6p295>.
- Wyżnikiewicz, B. (2017). Produkt krajowy brutto jako przedmiot krytyki. *Wiadomości Statystyczne*, 62(3), 5–15. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0869>.
- Zienkowski, L. (1996). Szacunek rozmiarów szarej gospodarki (synteza). Z *Prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN. Studia i Prace*, (233), 23–30.

Health expenditure in sub-Saharan Africa: Is it mean reversion? A Fourier unit root test approach

Gbenga A. Olalude,^a Hammed A. Olayinka,^b Oluwadare O. Ojo^c

Abstract. The aim of the paper is to examine the mean reversion in health expenditure of 45 sub-Saharan African countries. The series on current health expenditure (percent of GDP in total), obtained from the World Development Indicators, each spanned the years 2000–2017. We employed the Fourier unit root test, which allows modelling structural breaks, to deal with any such breaks that could arise as a result of a small sample size (18 years) of data available on health expenditure of the selected countries. The results showed evidence of mean reversion in the health spending pattern of 27 sub-Saharan African countries. There is evidence of non-mean reversion in the health expenditure pattern of the remaining 18 countries considered. We further investigate the link between health expenditure and health outcome, using infant mortality rate and under-five mortality rate as health outcome variables. An inverse association could be observed between the infant mortality rate and health expenditure and between the under-five mortality rate and health expenditure in 24 sub-Saharan African countries. On the other hand, in 13 other sub-Saharan African countries we observed a positive association between the variables. The findings of this study could be of great importance to healthcare delivery programmes in the studied countries.

Keywords: mean reversion, health expenditure, healthcare, Fourier unit root test, sub-Saharan Africa

JEL: C22, H39, H51, I15

Wydatki na zdrowie w Afryce Subsaharyjskiej a zdolność powrotu do wartości średniej. Zastosowanie testu pierwiastka jednostkowego Fouriera

Streszczenie. Celem pracy jest zbadanie zdolności powrotu do wartości średniej (ang. *mean reversion*) w wydatkach na zdrowie w 45 krajach Afryki Subsaharyjskiej. Analizowany jest szereg czasowy odnoszący się do bieżących wydatków na zdrowie (w procentach nominalnego PKB) w okresie 2000–2017. Dane pozyskano z bazy światowych wskaźników rozwoju prowadzonej przez Bank Światowy. Ze względu na prawdopodobieństwo wystąpienia skoków strukturalnych spowodowane stosunkowo krótkim szeregiem czasowym (18 lat) oraz potencjalnymi lukami w dostępnych danych zastosowano test pierwiastka jednostkowego Fouriera, pozwalający na modelowanie skoków w danych. Wyniki analizy pozwoliły stwierdzić zdolność powrotu do wartości średniej wydatków na zdrowie w 27 spośród badanych krajów. W przypadku pozostałych 18 krajów nie stwierdzono takiej zdolności. Za pomocą dwóch wskaźników: umieralności niemowląt oraz śmiertelności dzieci poniżej piątego roku życia przeanalizowano również związek między wydatkami na zdrowie a skutecznością ochrony zdrowia. Negatywną zależność

^a Federal Polytechnic Ede, Department of Statistics, Nigeria. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9950-0552>.

^b University of Ibadan, Economic and Financial Statistics Unit, Department of Statistics, Nigeria.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9796-5276>.

^c Federal University of Technology Akure, Department of Statistics, Nigeria.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6706-1110>. Corresponding author / Autor korespondencyjny,
e-mail: daruu208075@yahoo.com.

zaobserwowano w 24 krajach, a pozytywną – w 13. Wyniki niniejszego badania mogą mieć duże znaczenie dla programów opieki zdrowotnej w badanych krajach.

Słowa kluczowe: zdolność powrotu do wartości średniej, wydatki na zdrowie, służba zdrowia, test pierwiastka jednostkowego Fouriera, Afryka Subsaharyjska

1. Introduction

One of the major indicators used in measuring the economic development of a country is the quality standard of healthcare service delivery. One of the Millennium Development Goals (MDGs) is to foster health improvement in countries. In developed countries, a great percent of the nominal gross domestic product (GDP) is being consumed by households and health expenditure, through household consumption services and healthcare deliveries. In developing countries, health expenditure has posed a major concern, which has become part of a day-by-day discussion (Lu et al., 2010). In brief, health expenditure is a measure of the final consumption of healthcare deliveries (products and services) which includes individual healthcare services and the government's collective healthcare services (Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], n.d.). Presently, a considerable amount of funds worldwide has been allocated to the health sector to fight the Covid-19 pandemic. These funds are used to acquire healthcare delivery equipment and medical materials to provide better health services to fight the virus. It is expected that this trend will continue to foster better healthcare delivery both during and after the pandemic. This will ensure adequate planning and policy decisions on healthcare systems and the readiness to effectively fight outbreaks of other diseases which are likely to occur in the future.

All countries have a common objective of developing adequate financing for their healthcare systems, but even the relatively rich ones are struggling to cope with the rising costs of healthcare services, especially currently, when the Covid-related downturn puts more pressure on healthcare spending. The scarcity of health funds is more pronounced in middle-income and low-income countries, where sub-Saharan African countries are mostly classified. The key reasons for limited progress towards the achievement of health MDGs in Africa were the flaws in the healthcare expenditure systems. The health status of Africans has over the years been a major global concern. Sub-Saharan Africans have been faced with many health issues like HIV, tuberculosis or malaria. Sub-Saharan Africa was granted a relatively large percentage of the western aid between 2008 and 2009 which targeted healthcare delivery. The utilisation of this aid resulted in a remarkable reduction in mortality rates in Africa. However, there is a threat that the recent survival gains and decreases

in mortality rates for malaria, measles and among people living with HIV will not be continued if key health funding issues are not addressed. Before the outbreak of the Covid-19 pandemic, the continent of Africa had the highest mortality rate in the world. According to Deaton and Tortora (2015), this continent was rated the lowest both for wellbeing and satisfaction with the delivery of healthcare services. Inadequate governmental health funding in Africa contributed largely to the global mortality rates (World Health Organization [WHO], 2013).

Expenditure on health in sub-Saharan Africa is relatively low, and almost half of it goes to the private health sector. Investigation of the mean reversion of the health spending in the countries of that region is very important as it would help address some of the problems associated with health funding. It could also encourage policy-making designed to enhance healthcare delivery schemes, because mean reversion in healthcare expenditure reduces risk predictability (Darmouni & Zeltzer, 2017), and the evidence of short-term mean reversion in a given country suggests that it is time to pay more attention to healthcare delivery in this country.

This study aims to examine mean reversion in the health expenditure of 45 sub-Saharan African countries. The study employed the Fourier unit root test due to its ability to cater for a structural break and its best performance with a small sample size of data. The study further investigates the link between health expenditure and health outcomes in these countries, using the infant mortality and under-five mortality rates as the variables of the health outcome. The study of a mean reversion in health spending patterns and its relationship with the health outcomes in sub-Saharan Africa has important policy implications for the healthcare delivery schemes in these countries.

2. Literature review

Good health significantly influences the effective use of skills and knowledge acquired by an individual through education (Schultz, 1999). Barro (1996) argues that the depreciation of education capital can be reduced if people maintain good health, which, in turn, can increase the positive influence of education on economic growth. A study conducted by Gyimah-Brempong and Mark (2004) finds a positive association between health investment and economic growth in sub-Saharan African countries. Bloom and Canning (2000, 2003) assert that a healthier individual is likely to influence the economy in four different ways: firstly, they are likely to remain in employment or their profession relatively long; secondly, they are inclined to invest a considerable amount of money and resources in education and self-development;

thirdly, they are likely to be more creative and productive in the workplace, and thereby earn a higher income, and finally, they are likely to acquire assets and save resources with the expectation of living longer than a less healthy individual.

The basic understanding of the health spending patterns of developing countries would help manage their expenditure and prepare for any future changes, e.g. in times of shocks (disease outbreak) which might occur in the future (Nik Mustapha et al., 2011). According to Mahdavi-Damghani (2013), mean reversion is based on the assumption that historical values of a phenomenon will always tend to revert to their average value over time. Etheridge (2015) stated that the investigation of mean reversion is germane to understanding the structure of household expenditure. The general strategies of mean reversion in health expenditures is based on the primary belief that the expenditure on health has a basic stationary trend. Nevertheless, there is no guarantee that it will revert to its normal pattern over time, as it can be influenced by both an individual's income and government revenue. Mean reversion of health expenditure may take two forms, i.e. the expected health expenditure may divert from the direction of the actual expenditure, or the expected health expenditure can return to its average (mean) value. When we say 'revert to mean value', we mean that the series is stationary and having an unchanged mean value. On the other hand, non-mean reversion means that the series is not stationary, i.e. diverting from its mean value.

Micah et al. (2019) used annual series on domestic health expenditure of 46 sub-Saharan African countries to investigate the trends and drivers of governmental health expenditure in the countries of that region. The authors used a regression model and the Shapley decomposition to examine the factors and variations associated with governmental spending on health. The findings of the study indicated a positive association between governmental spending on health and good governance. The study also found that governmental spending on health varies significantly across sub-Saharan Africa. Anyanwu and Erhijakpor (2007), on the other hand, used annual series data on GDP per capita, government expenditure on health, health outcomes, urban population, number of physicians and the accessibility of education for females in 47 African countries, to study the effect of health spending on health outcome – under-five and infant mortality rates. The authors adopted a panel data regressions method. The study found a significant influence of the total health expenditure on health outcomes with a particular association to sub-Saharan African countries. In another study, conducted by Crémieux et al. (1999), the authors examined the association between the total health expenditure

and health outcomes – infant mortality rates and life expectancy. The authors used time-series cross-section data that spanned 1978–1992. The findings of the study indicated a strong relationship between health spending and health outcomes. By the same token, Simplicio and Amba (2016) used annual series of health expenditure per capita and GDP per capita that covered the period of 1995 to 2014 in their work, to investigate any long-run association between the economic income and healthcare spending of the Economic Community of Central African States (ECCAS). The authors adopted a spatial panel framework and employed cointegration test methodology. The study found a significant association between healthcare spending and economic development. Similarly, Lv and Zhu (2014) studied the association between health expenditure per capita and GDP per capita. The study encompassed 42 African countries and spanned the period of 1995 to 2009. The authors used a semi-parametric panel-data method of analysis. The findings established the importance of spending on healthcare delivery in African countries. Several other works related to healthcare expenditure in that region could be mentioned in this context as well (e.g. see Burnside & Dollar, 1998; Filmer & Pritchett, 1999; Gbesemete & Gerdtham, 1992; Gerdtham et al., 1992; Jaunky & Khadaroo, 2008; Okunade, 2005; Olaniyan et al., 2013; Wagstaff & Cleason, 2004; Zaman et al., 2017).

The above compilation demonstrates that there is a considerable amount of literature about health expenditure. To the authors' best knowledge, however, the study described in this paper is the first piece of research that uses the Fourier unit root approach to examine mean reversion in the health expenditure of sub-Saharan African countries. It aims to fill this gap, allow a better understanding of the nature of health expenditure in sub-Saharan Africa, and thus foster Africans' wellbeing. This, in turn, is likely to enhance economic growth.

This present study adopted a method of statistical analysis, which is different from the methods of analysis used in the above-mentioned works. More specifically, the study employs a unit root test analysis method developed on the basis of the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, thus taking the form of Fourier nonlinearity with structural breaks (FADF-SB), which was proposed in Furuoka (2017). It is justifiable to use this approach (see Yaya et al., 2019), especially because of the small sample size of the series available, having fixed the unit root lag to 1. We also adopted two more tests, ADF and FADF, which are the restricted versions of the FADF-SB test, to further justify the superiority of the test primarily adopted in the study.

3. Data and methodology

We utilised annual time series data, i.e. the current health expenditure series, computed as a percentage of GDP (percent of GDP in total) in 45 sub-Saharan African countries. The data were collected from the World Development Indicators (World Bank, n.d.). The current health expenditure of the 45 sub-Saharan countries spanned 2000 and 2017. The World Bank Development Indicators classified 48 African countries as sub-Saharan African countries. We limited our study to 45 of them, leaving out Somalia, South Sudan and Zimbabwe, as the data on them for the period covered in this study are not available. Although more extensive data is available for a few of the sub-Saharan African countries, the choice of the period from 2000 to 2017 was based on the general data availability for all the countries considered. The time plot of the original series of each country considered in the study is presented in the Figure. As shown in this set of graphs, there are some variations in the health spending pattern across the sub-Saharan African countries, namely health spending in the majority of the countries follows a nonlinear pattern, except for Chad, Comoros, Mauritius, Malawi, Sudan, Togo, and Zambia (7 out of 45 considered), whose health spending pattern appears to be linear within the studied period. Table 1 presents the descriptive statistics of the datasets illustrating the health expenditure series for 2000 and 2017 (% of GDP in US dollars), as well as the minimum, maximum, and the average values across the considered countries. The rank of each country is also presented in ascending order based on the average expenditure on health in the considered period – where the country with the highest average is ranked as 1 and so on. Table 1 shows that by comparing the series of 2000 and 2017, there was an increment in the health expenditure of Angola, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cabo Verde, the Central African Republic, the Congo Republic, the Democratic Republic of the Congo, Equatorial Guinea, Eswatini, Gambia, Ghana, Guinea, Kenya, Lesotho, Liberia, Madagascar, Malawi, Mauritius, Mozambique, Niger, Nigeria, Rwanda, Sao Tome and Principe, Senegal, the Seychelles, Sierra Leone, South Africa, Sudan, Tanzania, and Togo (68.9% of the considered cases), while there were reductions in health expenditure of the remaining countries (31.1%). The increment in the changes in health expenditure ranges from about 0.16% to 6.30%, while the reduction in the changes in health expenditure ranges from about 0.13% to 4.86%. Sierra Leone, Namibia and Comoros, in that order, are the three countries with the highest average expenditure on health, while Equatorial Guinea, the Congo Republic and Gabon, in that order, are the three countries with the lowest average expenditure on health.

Figure. Time plot of health expenditure (% of GDP in USD) series of sub-Saharan African countries in 2000–2017

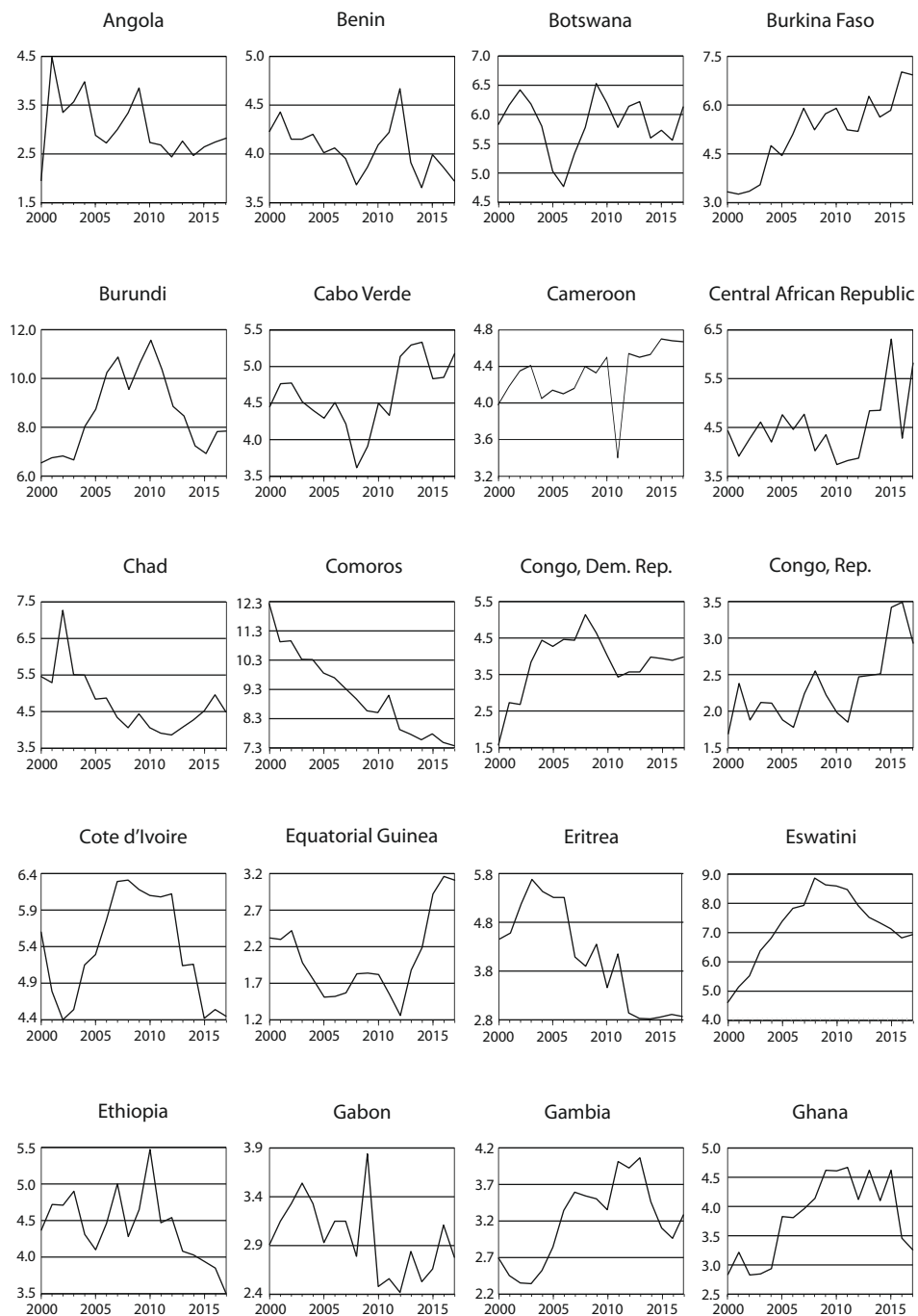


Figure. Time plot of health expenditure (% of GDP in USD) series of sub-Saharan African countries in 2000–2017 (cont.)

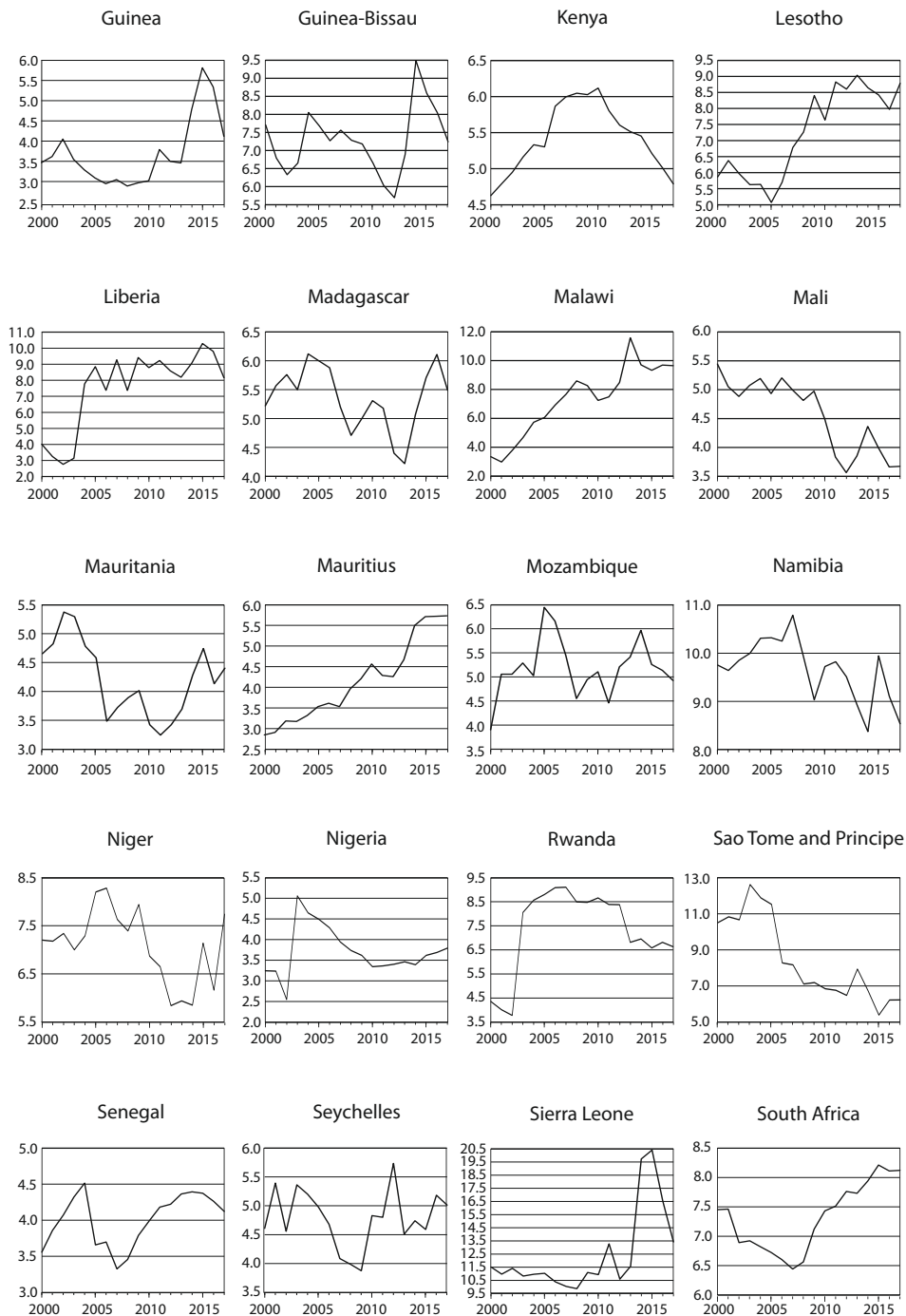
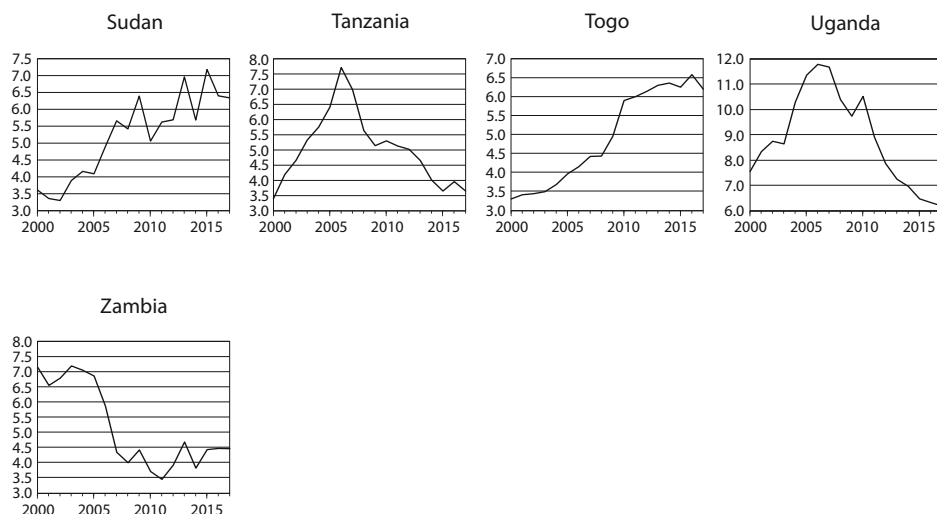


Figure. Time plot of health expenditure (% of GDP in USD) series of sub-Saharan African countries in 2000–2017 (cont.)

Source: authors' estimations based on the World Bank data on health expenditure (World Bank, n.d.).

Table 1. Descriptive statistics of health expenditure in total series of sub-Saharan African countries

Country (code)	2000	2017	Min.	Max.	Overall average	Rank based on overall average
	in % of GDP in USD					
Angola (AGO)	1.91	2.79	1.91	4.48	3.00	42
Benin (BEN)	4.23	3.72	3.65	4.67	4.05	35
Botswana (BWA)	5.83	6.13	4.77	6.53	5.84	15
Burkina Faso (BFA)	3.32	6.92	3.25	7.01	5.14	22
Burundi (BDI)	6.18	7.52	6.18	11.28	8.23	6
Cabo Verde (CPV)	4.43	5.17	3.58	5.33	4.59	28
Cameroon (CMR)	3.98	4.67	3.40	4.70	4.31	31
Central African Republic (CAF)	4.43	5.82	3.74	6.31	4.52	29
Chad (TCD)	5.46	4.49	3.86	7.27	4.76	26
Comoros (COM)	12.24	7.38	7.38	12.24	9.15	3
Congo, Dem. Rep. (COD)	1.57	3.98	1.57	5.14	3.81	37
Congo, Rep. (COG)	1.69	2.93	1.69	3.49	2.33	44
Cote d'Ivoire (CIV)	5.60	4.45	4.40	6.31	5.35	18
Equatorial Guinea (GNQ)	2.32	3.11	1.26	3.16	2.05	45
Eritrea (ERI)	4.46	2.87	2.82	5.68	4.06	34
Eswatini (SWZ)	4.61	6.93	4.61	8.86	7.21	13
Ethiopia (ETH)	4.37	3.50	3.50	5.47	4.41	30
Gabon (GAB)	2.91	2.78	2.42	3.84	2.97	43
Gambia (GMB)	2.69	3.28	2.34	4.06	3.18	41

Table 1. Descriptive statistics of health expenditure in total series of sub-Saharan African countries (cont.)

Country (code)	2000	2017	Min.	Max.	Overall average	Rank based on overall average
	in % of GDP in USD					
Ghana (GHA)	2.84	3.26	2.83	4.67	3.80	38
Guinea (GIN)	3.47	4.12	2.89	5.81	3.71	39
Guinea-Bissau (GNB)	7.71	7.24	5.69	9.49	7.28	11
Kenya (KEN)	4.64	4.80	4.64	6.12	5.43	16
Lesotho (LSO)	5.86	8.76	5.07	9.01	7.24	12
Liberia (LBR)	4.02	8.16	2.76	10.29	7.52	7
Madagascar (MDG)	5.23	5.50	4.23	6.13	5.37	17
Malawi (MWI)	3.35	9.65	2.98	11.58	7.29	9
Mali (MLI)	5.56	3.79	3.68	5.56	4.67	27
Mauritania (MRT)	4.65	4.40	3.24	5.37	4.22	32
Mauritius (MUS)	2.90	5.72	2.90	5.72	4.18	33
Mozambique (MOZ)	3.93	4.94	3.93	6.44	5.20	20
Namibia (NAM)	9.75	8.55	8.39	10.77	9.65	2
Niger (NER)	7.20	7.74	5.84	8.28	7.09	14
Nigeria (NGA)	3.20	3.76	2.49	5.05	3.68	40
Rwanda (RWA)	4.26	6.57	3.67	9.09	7.29	10
Sao Tome and Principe (STP)	10.51	6.23	5.39	12.62	8.41	5
Senegal (SEN)	3.57	4.13	3.34	4.52	4.02	36
Seychelles (SYC)	4.61	5.01	3.88	5.73	4.78	25
Sierra Leone (SLE)	11.52	13.42	9.87	20.41	12.48	1
South Africa (ZAF)	7.44	8.11	6.43	8.20	7.31	8
Sudan (SDN)	3.61	6.34	3.30	7.18	5.21	19
Tanzania (TZA)	3.40	3.65	3.40	7.71	5.03	23
Togo (TGO)	3.31	6.20	3.31	6.58	4.95	24
Uganda (UGA)	7.56	6.19	6.19	11.79	8.84	4
Zambia (ZMB)	7.15	4.47	3.46	7.19	5.18	21

Note. Data for the three highest-ranking countries and the three lowest-ranking countries are in bold.

Source: authors' estimations, using current health expenditure data from the World Bank (n.d.).

We begin by considering the conventional Augmented Dickey-Fuller (ADF) test equation defined as:

$$\Delta Hexp_t = \alpha + \beta t + (\theta - 1)Hexp_{t-1} + \sum_{i=1}^q d_i \Delta Hexp_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

where $Hexp_t$ represents the current health expenditure of a given country at time t ; ε_t is the error term; θ denotes the slope parameter on the first lagged independent

variable; $\theta = 1$ when a characteristic of a unit root is present in the health expenditure series; d and q each represent the lag length and the slope of the augmentation's component, respectively. However, the traditional ADF test lacks the power of accounting for a structural break in a series, and since health expenditure is likely to experience a smooth or instantaneous break (see Perron, 1989), we consider the Fourier function as presented in Enders and Lee (2012a, 2012b), which caters for a structural break.

Enders and Lee (2012a, 2012b) expanded the classical ADF test by accounting for the shortcoming of the ADF test. The authors employed a Fourier function, using a battery of frequencies in a nonlinear framework. The Fourier function by Enders and Lee is defined as:

$$G(t) = \alpha + \beta t + \sum_{l=1}^m \lambda_l \sin\left(\frac{2\pi lt}{N}\right) + \sum_{l=1}^m \gamma_l \cos\left(\frac{2\pi lt}{N}\right); \quad m \leq \frac{N}{2}; \quad t = 1, 2, \dots, \quad (2)$$

where α and β are the estimator of the model's intercept and the trend's coefficient, respectively; λ_l and γ_l estimate the amplitude and displacement, respectively, as determined by the Fourier component; π traditionally takes the value of 3.1416; l is a particular frequency which assumes a value from 1 to m ; m represents the optimal number of frequencies, specifically determined using information criteria, and N represents the number of data points (18 in this study). λ_l and γ_l represent the nonlinear parameters in the setup Fourier function, whose values upon estimation are assumed to take on real numbers. However, if λ_l and γ_l are 0, then the function in (2) becomes entirely linear. By putting together the equations (1) and (2) we have the Fourier ADF (FADF) test equation, which was developed by Enders and Lee:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Hexp}_t = & \alpha + \beta t + (\theta - 1) \text{Hexp}_{t-1} + \sum_{l=1}^m \lambda_l \sin\left(\frac{2\pi lt}{N}\right) + \\ & + \sum_{l=1}^m \gamma_l \cos\left(\frac{2\pi lt}{N}\right) + \sum_{i=1}^q d_i \Delta \text{Hexp}_{t-i} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (3)$$

In the modelling of time series, testing for unit root is inevitable. The FADF unit root test caters for a smooth break in the series (Becker et al., 2006). However, Furuoka (2017) widened the test with one structural break, which was derived in the process simultaneously. Hence, in this study, we employ the FADF-SB unit root test as in Furuoka (2017), given as:

$$\begin{aligned} \Delta Hexp_t = & \alpha + \beta t + \delta DU_t + \partial D(T_B)_t + (\theta - 1)Hexp_{t-1} + \\ & + \sum_{l=1}^m \lambda_l \sin\left(\frac{2\pi lt}{N}\right) + \sum_{l=1}^m \gamma_l \cos\left(\frac{2\pi lt}{N}\right) + \sum_{i=1}^p c_i \Delta Hexp_{t-i} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (4)$$

where δ is the break dummy variable's coefficient, DU_t . $DU_t = 1$, when $t > T_B$, otherwise $DU_t = 0$; T_B represents the structural break date; ∂ is the one-time break date dummy's coefficient, whereby $D(T_B) = 1$ when $t = T_B$, otherwise $D(N_B) = 0$. Following the ADF test framework, we tested the hypothesis of unit root, $\theta - 1 = 0$, adopting a t -test, in the models, equations (3) and (4). These equations correspond to the FADF and the FADF-SB unit root tests, respectively.

We obtain the best frequency, $\hat{l}$, in (3) and (4), by minimising their associated sum of squares residuals (SSR) to its least value using:

$$SSR_{FADF}(\hat{l}) = \inf_l SSR_{FADF}(l); SSR_{FADF-SB}(\hat{l}) = \inf_l SSR_{FADF-SB}(l). \quad (5)$$

While considering the FADF-SB cases, as in Zivot and Andrews (1992), we determined endogenously the one structural break. The number of observations to the break date ($\hat{N}_B$) is then derived. Also, we estimate the break fraction ($\hat{\lambda}$) using:

$$\hat{\lambda} = \frac{N_B}{N}. \quad (6)$$

As shown in Furuoka (2017), the optimal break date ($\hat{T}_B$) proved that the FADF-SB test model responds to frequency ($\hat{l}$) as well as the break-position ($\hat{N}_B$); therefore, we jointly obtained the location of the optimal break date and the frequency using:

$$\varphi_{FADF-SB}(\hat{\omega}, \hat{j}) = \inf_{\omega, j} \omega_{FADF-SB}(\hat{\omega}, \hat{j}), \quad (7)$$

which reduces the FADF-SB statistic value in equation (4) to its minimum.

We conducted a Pearson moment correlation analysis to ascertain the link between governmental health expenditure and the health outcome – taking the infant mortality rate (number of children dying before reaching one year of age per 1,000 live births) and under-five mortality rate (number of children dying before reaching the age of 5) as the health outcome variables. The Pearson moment correlation coefficient is given as:

$$R_{xy} = \frac{n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{\sqrt{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \sqrt{n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2}}, \quad (8)$$

where n is the number of observations; x_i represents health expenditure and y_i represents each of the health outcomes, i.e. infant mortality rate and under-five mortality rate, respectively.

4. Empirical findings

As we mentioned in the methodology section, the classical ADF test is not capable of catering for a structural break in time series, therefore, in order to justify the results of the three unit root tests considered (ADF, FADF, and FADF-SB) we fixed the augmentation lag to 1, and conducted the tests. Table 2 presents the results of the three tests. The result of the ADF test indicates no evidence of mean reversion in the health expenditure of the 45 countries considered. The result of the Fourier form of the test (FADF) on the other hand, shows the presence of mean reversion in health expenditure of Benin, Burkina Faso, Chad, Guinea, Madagascar, Mali, Mozambique, Namibia, and Sierra Leone, so in 20% of the 45 countries considered. As we can see, there is a slight difference between the results of the ADF and FADF tests. The result of the FADF-SB test, however, shows a greater rejection of the unit root hypothesis. It indicates evidence of mean reversion in Angola, Benin, Burkina Faso, Cabo Verde, Cameroon, the Central African Republic, Chad, the Congo Republic, Eswatini, Gabon, Guinea, Guinea-Bissau, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritania, Mauritius, Mozambique, Namibia, Nigeria, Senegal, Sierra Leone, South Africa, Sudan, Tanzania, Togo, and Uganda (60% of the total cases). The rejection of more unit roots in the countries examined by FADF-SB results from the fact that the test makes allowances for a structural break. As we can see then, the FADF and FADF-SB jointly provide evidence of mean reversion in health expenditure of Benin, Burkina Faso, Chad, Guinea, Madagascar, Mali, Mozambique, Namibia, and Sierra Leone (9 out of 45). On the other hand, the three tests could not find evidence of mean reversion in the health expenditure of Botswana, Burundi, Comoros, Cote d'Ivoire, the Democratic Republic of the Congo, Equatorial Guinea, Eritrea, Ethiopia, Gambia, Ghana, Kenya, Lesotho, Liberia, Niger, Rwanda, Sao Tome and Principe, the Seychelles and Zambia (40% of cases) – this shows non-mean reversion in these 18 countries. As to determine the appropriate test that will give the most accurate decision on mean reversion, following Furuoka (2017) and Yaya et al. (2019), we based our mean reversion decision on the result of the FADF-SB test result due to its superiority proven in literature cited earlier in the paper.

Table 2. Results of ADF, FADF, and FADF-SB unit root tests on health expenditure in sub-Saharan African countries

Country (code)	ADF	FADF		FADF-SB			
			L		T_B	λ	L
Angola (AGO)	-2.686	-2.651	2	-6.840***	2008	0.50	1
Benin (BEN)	-2.934	-4.930***	2	-7.929***	2012	0.72	2
Botswana (BWA)	-2.935	-3.246	2	-4.546*	2008	0.50	1
Burkina Faso (BFA)	-2.167	-4.729**	1	-7.567***	2003	0.22	1
Burundi (BDI)	-1.524	-3.187	1	-4.418*	2016	0.94	1
Cabo Verde (CPV)	-2.047	-2.937	1	-5.480***	2011	0.67	1
Cameroon (CMR)	-2.567	-3.253	1	-9.069***	2010	0.61	1
Central African Republic (CAF)	-1.375	-1.403	2	-5.966***	2014	0.83	2
Chad (TCD)	-1.324	-6.762***	1	-9.218***	2011	0.67	1
Comoros (COM)	-2.161	-2.964	1	-3.908	2011	0.67	1
Congo, Dem. Rep. (COD)	-2.049	-2.884	1	-4.124*	2010	0.61	2
Congo, Rep. (COG)	-2.778	-3.789	1	-5.363***	2005	0.33	2
Cote d'Ivoire (CIV)	-1.105	-3.533	1	-3.917	2012	0.72	1
Equatorial Guinea (GNQ)	-3.215	-2.706	1	-4.335*	2006	0.39	1
Eritrea (ERI)	-1.295	-3.101	1	-4.004	2007	0.44	1
Eswatini (SWZ)	-1.903	-3.853	1	-5.181**	2012	0.72	1
Ethiopia (ETH)	-1.528	-2.700	1	-4.485*	2011	0.67	1
Gabon (GAB)	-2.852	-3.241	1	-5.928***	2008	0.50	1
Gambia (GMB)	-1.778	-2.977	1	-3.919	2005	0.33	2
Ghana (GHA)	0.496	-2.932	1	-4.237	2014	0.83	1
Guinea (GIN)	-2.709	-5.933***	1	-6.982***	2013	0.78	2
Guinea-Bissau (GNB)	-3.210	-3.507	2	-7.256***	2013	0.78	1
Kenya (KEN)	-0.345	-3.329	1	-4.028	2014	0.83	1
Lesotho (LSO)	-1.823	-1.858	1	-3.657	2008	0.50	1
Liberia (LBR)	-1.708	-3.762	1	-4.644*	2007	0.44	1
Madagascar (MDG)	-3.267	-5.249***	1	-5.505***	2004	0.28	2
Malawi (MWI)	-2.526	-3.071	1	-8.477***	2012	0.72	1
Mali (MLI)	-3.184	-4.561**	2	-5.999***	2011	0.67	2
Mauritania (MRT)	-1.489	-3.745	1	-5.976***	2005	0.33	2
Mauritius (MUS)	-3.045	-4.253*	1	-5.587***	2013	0.78	2
Mozambique (MOZ)	-2.411	-4.332**	2	-5.791***	2004	0.28	2
Namibia (NAM)	-3.157	-5.180***	1	-7.911***	2013	0.78	2
Niger (NER)	-1.415	-2.586	1	-4.034	2003	0.22	1
Nigeria (NGA)	-2.315	-2.984	1	-5.097**	2004	0.28	1
Rwanda (RWA)	-2.199	-3.014	1	-4.572*	2007	0.44	1
Sao Tome and Principe (STP)	-1.960	-2.300	1	-3.502	2003	0.22	1
Senegal (SEN)	-1.965	-2.516	1	-4.913**	2003	0.22	1
Seychelles (SYC)	-1.685	-1.358	2	-4.175*	2016	0.94	2
Sierra Leone (SLE)	-3.024	-4.781**	1	-8.548***	2013	0.78	2
South Africa (ZAF)	-3.163	-3.078	1	-7.500***	2014	0.83	2
Sudan (SDN)	-1.752	-2.843	1	-5.438***	2010	0.61	1
Tanzania (TZA)	-2.307	-3.198	1	-5.087**	2008	0.50	1
Togo (TGO)	-1.208	-3.213	1	-5.084**	2007	0.44	1
Uganda (UGA)	-1.874	-4.366*	1	-4.967**	2008	0.50	1
Zambia (ZMB)	-1.401	-2.821	1	-4.081	2006	0.39	1

Note. ***, **, * – significant at a 1%, 5%, and 10% level, respectively. See Furuoka (2017) for critical values. L – Fourier frequency, T_B – structural break date, λ – break fraction.

Source: authors' estimations, using current health expenditure data from the World Bank (n.d.).

We further conducted a correlation analysis to establish a link between health expenditure and infant mortality, and between health expenditure and the under-five mortality rates in sub-Saharan African countries. As presented in Table 3, there is an inverse association between health expenditure and infant mortality rates, and the under-five mortality rates in Burkina Faso, Burundi, Cabo Verde, Cameroon, Central African Republic, the Congo Republic, Equatorial Guinea, Eswatini, Gambia, Ghana, Guinea, Guinea-Bissau, Kenya, Lesotho, Liberia, Malawi, Mauritius, Mozambique, Rwanda, Senegal, Sierra Leone, South Africa, Sudan and Togo (altogether 24 countries), with correlation coefficients ranging from -0.09 to -0.96 . The result implies that an increase in governmental expenditure on health reduces infant and under-five mortality rates. Also, we found a direct relationship between the health expenditure and infant mortality rates, and between health expenditure and the under-five mortality rates in Angola, Botswana, Comoros, Cote d'Ivoire, Eritrea, Ethiopia, Madagascar, Mali, Namibia, Niger, Sao Tome and Principe, Tanzania, Uganda and Zambia (altogether 14 countries), with correlation coefficients ranging from 0.01 to 0.92 . The result indicates that there is no positive effect of health expenditure on the mortality rates in these countries, as an increase in the mortality rate signifies an increase in health expenditure, although not a significant one. For the remaining 7 countries health expenditure had a direct association with infant mortality rates, while an inverse association with under-five mortality rates was observed in Benin, Chad, Gabon, Mauritania, Nigeria and the Seychelles (altogether 6 countries). In the remaining country, the Democratic Republic of the Congo, health expenditure had an inverse association with the infant mortality rate but a direct association with the under-five mortality rate.

This result cannot justify any significant link between health expenditure and mortality rates in sub-Saharan African countries. As an implication, in the majority of the countries, i.e. Burkina Faso, Cabo Verde, Cameroon, the Central African Republic, the Congo Republic, Guinea, Guinea-Bissau, Liberia, Malawi, Mauritius, Mozambique, Senegal, Sierra Leone, South Africa, Sudan and Togo (16 altogether), where evidence of mean reversion was found in their health expenditure pattern, we also observed an inverse association between their health expenditure and the infant mortality rates, and health expenditure and the under-five mortality rates. We found that in Angola, Madagascar, Mali, Namibia, Tanzania, and Uganda (6 countries altogether), where evidence of mean reversion was justified in their health expenditure pattern, there was a direct association between their health expenditure and the infant mortality rates and health expenditure and under-five mortality rates. We could not find a significant association between health expenditure and the child mortality rates in the remaining 5 countries, i.e. Benin, Chad, Gabon, Mauritania, and Nigeria, where the evidence of mean reversion was observed in their health spending pattern.

Table 3. Results of the correlation analysis between health expenditure, infant mortality rate, and under-five mortality rate

Country (code)	R ₁	R ₂	Country (code)	R ₁	R ₂
Angola (AGO).....	0.428	0.464	Lesotho (LSO)	-0.903	-0.910
Benin (BEN)	0.469	-0.229	Liberia (LBR)	-0.856	-0.853
Botswana (BWA)	0.007	0.107	Madagascar (MDG)	0.282	0.320
Burkina Faso (BFA)	-0.898	-0.832	Malawi (MWI)	-0.943	-0.933
Burundi (BDI)	-0.261	-0.128	Mali (MLI)	0.864	0.827
Cabo Verde (CPV)	-0.358	-0.328	Mauritania (MRT)	0.376	-0.700
Cameroon (CMR)	-0.501	-0.563	Mauritius (MUS)	-0.818	-0.924
Central African Republic (CAF)	-0.484	-0.551	Mozambique (MOZ)	-0.170	-0.163
Chad (TCD)	0.623	-0.761	Namibia (NAM)	0.598	0.346
Comoros (COM)	0.919	0.452	Niger (NER)	0.421	0.463
Congo, Dem. Rep. (COD)	-0.408	0.663	Nigeria (NGA)	0.069	-0.051
Congo, Rep. (COG)	-0.598	-0.600	Rwanda (RWA)	-0.467	-0.427
Cote d'Ivoire (CIV)	0.052	0.006	Sao Tome and Principe (STP)	0.871	0.874
Equatorial Guinea (GNQ)	-0.557	-0.292	Senegal (SEN)	-0.358	-0.377
Eritrea (ERI)	0.712	0.809	Seychelles (SYC)	0.063	-0.277
Eswatini (SWZ)	-0.394	-0.408	Sierra Leone (SLE)	-0.634	-0.727
Ethiopia (ETH)	-0.244	-0.224	South Africa (ZAF)	-0.844	-0.907
Gabon (GAB)	0.499	-0.598	Sudan (SDN)	-0.912	-0.913
Gambia (GMB)	-0.685	-0.094	Tanzania (TZA)	0.120	0.075
Ghana (GHA)	-0.573	-0.473	Togo (TGO)	-0.964	-0.912
Guinea (GIN)	-0.373	-0.244	Uganda (UGA)	0.402	0.467
Guinea-Bissau (GNB)	-0.196	-0.212	Zambia (ZMB)	0.851	0.838
Kenya (KEN)	-0.388	-0.312			

Note. R₁ represents the correlation coefficient between health expenditure (in percent of GDP in US dollars in total) and the infant mortality rate (number of child deaths before the age of one per 1,000 live births); R₂ represents the correlation coefficient between health expenditure (in percent of GDP in US dollars in total) and the under-five mortality rate (number of deaths of children under the age of five).

Source: authors' estimations, using current health expenditure data from the World Bank (n.d.).

5. Conclusions

This study investigated the mean reversion in the health expenditure patterns of 45 sub-Saharan African countries. The data utilised in the study spanned 2000–2017. We adopted the Fourier unit root test with a structural break (FADF-SB) due to its capacity to cater for a structural break in the series. The test performs well when dealing with a small sample size (< 200) of data points. We also considered two restrictive versions of the FADF-SB test, namely ADF and FADF unit root tests. The ADF test could not find evidence of mean reversion in the health expenditure patterns of all the 45 sub-Saharan countries considered. However, the FADF test found evidence of mean reversion in 9 countries, representing 20% of the total cases. The FADF-SB test found evidence of mean reversion in 27 countries, i.e. in 60% of the 45 considered countries. The FADF-SB test demonstrated performance superior to the performance of the FADF test, as 9 cases of the unit root rejections in the FADF test were among the 28 cases of rejection in the FADF-SB test result. According to the

result of the FADF-SB test, there is evidence of mean reversion in 27 out of 45 sub-Saharan African countries considered in this study. By using three tests (ADF, FADF and FADF-SB), we were able to detect evidence of non-mean reversion in 18 countries. These were: Botswana, Burundi, Comoros, Cote d'Ivoire, the Democratic Republic of the Congo, Equatorial Guinea, Eritrea, Ethiopia, Gambia, Ghana, Kenya, Lesotho, Niger, Rwanda, Sao Tome and Principe, the Seychelles, and Zambia. The implication herewith is that the governments of the countries where the evidence of mean reversion is justified should devote increased attention to the quality of their healthcare delivery.

Looking closer at the results of the correlation analysis, we can see that there is an inverse association between health expenditure and the infant mortality rates as well as between health expenditure and under-five mortality rates in 24 sub-Saharan countries considered. Also, there is a direct association between health expenditure and the infant mortality rates as well as between health expenditure and under-five mortality rates in 14 countries. Health expenditure had an inverse association with the infant mortality rates but had a direct association with the under-five mortality rates in 6 countries. Health expenditure had a direct association with the infant mortality rate and an inverse association with the under-five mortality rate in one country. The explanation here seems to be the fact that the majority of the examined countries allocate a significant part of the GDP to the health sector, having experienced a high rate of mortality, due to e.g. an outbreak of a serious disease that claimed a lot of lives in the previous or current years. As regards the countries where an inverse relationship between health expenditure and health outcomes was observed, it could be inferred that they were increasing their health expenditure in order to be prepared for any occurrence of a disease or to fight against an existing one. In countries in this situation, health expenditure determines health outcomes. A direct relationship between health expenditure and the performance of the health sector is an indication that countries where this could be observed channel increased amounts to their healthcare systems, having experienced an increase in the mortality or morbidity rates. In these countries, the health outcome determines health expenditure. All in all, the health spending of these sub-Saharan African countries is likely to be influenced by their GDP. The majority of the countries examined in this study are not rich, and for this reason they tend to spend their resources on current necessities rather than on the preparation for any future occurrences. In addition, some of these countries were exposed to diseases, lacking the resources necessary to tackle them adequately. The findings of this study are of great pertinence to the healthcare delivery programmes in sub-Saharan Africa. Governments of that region should review their healthcare policies and allocate a relevant fraction of their budgets to their healthcare delivery systems. This would improve the quality and

accessibility of healthcare services and enhance the inhabitants' wellbeing in sub-Saharan African countries.

Acknowledgements

The authors would like to thank the editor and the two anonymous reviewers for their useful suggestions that led to the final version of this research paper.

References

- Anyanwu, J. C., & Erhijakpor, A. E. O. (2007). *Health Expenditures and Health Outcomes in Africa* (Economic Research Working Paper, No. 91). <https://www.afdb.org/fileadmin/uploads/afdb/Documents/Publications/26820442-FR-ERWP-91.PDF>.
- Barro, R. J. (1996). *Health, Human Capital, and Economic Growth*.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409. <http://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>.
- Bloom, D. E., & Canning, D. (2000). The Health and Wealth of Nations. *Science*, 287(5456), 1207–1209. <http://doi.org/10.1126/science.287.5456.1207>.
- Bloom, D. E., & Canning, D. (2003). The health and poverty of nations: From theory to practice. *Journal of Human Development*, 4(1), 47–71. <http://doi.org/10.1080/1464988032000051487>.
- Burnside, C., & Dollar, D. (1998). *Aid, the Incentive Regime, and Poverty Reduction* (Policy Research Working Paper Series 1937). <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/1937.html>.
- Crémieux, P. Y., Ouellette, P., & Pilon, C. (1999). Health care spending as determinants of health outcomes. *Health Economics*, 8(7), 627–639. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1050\(199911\)8:7<627::AID-HEC474>3.0.CO;2-8](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1050(199911)8:7<627::AID-HEC474>3.0.CO;2-8).
- Darmouni, O., & Zeltzer, D. (2017). *Horizon Effects and Adverse Selection in Health Insurance Markets* (Columbia Business School Research Paper No. 17–27). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2916823>.
- Deaton, A. S., & Tortora, R. (2015). People In Sub-Saharan Africa Rate Their Health And Health Care Among The Lowest In The World. *Health Affairs*, 34(3), 519–527. <http://doi.org/10.1377/hlthaff.2014.0798>.
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599. <http://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>.
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests. *Economic Letters*, 117(1), 196–199. <http://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>.
- Etheridge, B. (2015). A test of the household income process using consumption and wealth data. *European Economic Review*, 78, 129–157. <http://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.05.003>.
- Filmer, D., & Pritchett, L. (1999). The impact of public spending on health: does money matter?. *Social Science & Medicine*, 49(10), 1309–1323. [http://doi.org/10.1016/s0277-9536\(99\)00150-1](http://doi.org/10.1016/s0277-9536(99)00150-1).

- Furuoka, F. (2017). A new approach to testing unemployment hysteresis. *Empirical Economics*, 53(3), 1253–1280. <http://doi.org/10.1007/s00181-016-1164-7>.
- Gbesemete, K. P., Gerdtham, U.-G. (1992). Determinants of Health Care Expenditure in Africa: A Cross-Sectional Study. *World Development*, 20(2), 303–308. [http://doi.org/10.1016/0305-750X\(92\)90108-8](http://doi.org/10.1016/0305-750X(92)90108-8).
- Gerdtham, U.-G., Sogaard, J., Andersson, F., & Jönsson, B. (1992). An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries. *Journal of health economics*, 11(1), 63–84. [http://doi.org/10.1016/0167-6296\(92\)90025-V](http://doi.org/10.1016/0167-6296(92)90025-V).
- Gyimah-Brempong, K., & Mark, W. (2004). Health human capital and economic growth in sub-Saharan African and OECD countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(2), 296–320. <http://doi.org/10.1016/j.qref.2003.07.002>.
- Jaunky, V. C., & Khadaroo, A. J. (2008). Health Care Expenditure and GDP: An African Perspective. *Applied Econometrics and International Development*, 8(1), 131–146. <http://doi.org/10.2139/ssrn.993033>.
- Lu, C., Schneider, M. T., Gubbins, P., Leach-Kemon, K., Jamison, D., & Murray, C. (2010). Public financing of health in developing countries: a cross-national systematic analysis. *The Lancet*, 375(9723), 1375–1387. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(10\)60233-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(10)60233-4).
- Ly, Z., & Zhu, H. (2014). Health Care Expenditure and GDP in African Countries: Evidence from Semiparametric Estimation with Panel Data. *The Scientific World Journal*, 1–6. <http://doi.org/10.1155/2014/905747>.
- Mahdavi-Damghani, B. (2013). The Non-Misleading Value of Inferred Correlation: An Introduction to the Cointelation Model. *Wilmott*, (67), 50–61. <http://doi.org/10.1002/wilm.10252>.
- Micah, A. E., Chen, C. S., Zlavog, B. S., Hashimi, G., Chapin, A., & Dieleman, J. L. (2019). Trends and drivers of government health spending in sub-Saharan Africa, 1995–2015. *BMJ Glob Health*, 4(1), 1–10. <http://doi.org/10.1136/bmjgh-2018-001159>.
- Nik Mustapha, N. H., Kululub Abd Rashid, N., & Nasir, A. (2011). Household Income and Expenditure Relationships: A Simultaneous Equation Approach. *Chinese Business Review*, 10(6), 395–405.
- Okunade, A. A. (2005). Analysis and Implications of the Determinants of Healthcare Expenditure in African Countries. *Health Care Management Science*, 8(4), 267–276. <http://doi.org/10.1007/s10729-005-4137-5>.
- Olaniyan, O., Onisanwa, I. D., & Oyinlola, A. (2013, March 17–19). *Health care expenditures and GDP in Sub-Saharan African Countries: Evidence from Panel Data*. Conference on Economic Development in Africa, St Catherine’s College, Oxford.
- Organization for Economic Cooperation and Development. (n.d.). *Health spending*. Retrieved September 9, 2020 from <https://data.oecd.org/healthres/health-spending.htm>.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the oil price shocks, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>.
- Schultz, T. P. (1999). Health and Schooling Investments in Africa. *Journal of Economic Perspectives*, 13(3), 67–88. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.13.3.67>.
- Simplicio, D. A., & Amba, M. C. O. (2016). Health expenditure and real disposable income in the ECCAS: A Causal Study using spatial panel approach. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 4(8), 65–85. <http://ijecm.co.uk/wp-content/uploads/2016/08/485.pdf>.

- Wagstaff, A., & Cleason, M. (2004). *The Millennium Development Goals for Health: Rising to the challenge*. Washington: World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/14954>.
- World Bank. (n.d.). <https://databank.worldbank.org/home.aspx>.
- World Health Organization. (2013). *Research for Universal Health Coverage*. Geneva. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240690837>.
- Yaya, O. S., Ogbonna, A. E., & Mudida, R. (2019). Hysteresis of unemployment rates in Africa: new findings from Fourier ADF test. *Quality & Quantity*, 53(6), 2781–2795. <http://doi.org/10.1007/s11135-019-00894-6>.
- Zaman, S. B., Hossain, N., Mehta, V., Sharmin, S., & Mahmood, S. A. I. (2017). An Association of Total Health Expenditure with GDP and Life Expectancy. *Journal of Medical Research And Innovation*, 1(2), AU7–AU12. <http://doi.org/10.5281/zenodo.576546>.
- Zivot, E., & Andrews D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.2307/1391541>.

Ocena poziomu rozwoju społecznego powiatów województwa małopolskiego z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego

Jadwiga Bożek^a, Janina Szewczyk^b

Streszczenie. Poziom rozwoju społecznego jednostek terytorialnych jest tematem ważnym w kontekście polityki wyrównywania regionalnych różnic rozwojowych. Dysproporcje przestrzenne w zakresie rozwoju należą dziś do głównych problemów społecznych m.in. w woj. małopolskim. Celem badania omawianego w artykule jest porównanie zmian poziomu rozwoju społecznego – z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego – powiatów woj. małopolskiego w latach 2010–2019. Ocena sytuacji powiatów została przeprowadzona na podstawie 10 wybranych cech diagnostycznych opisujących sytuację demograficzną, rynek pracy, edukację, poziom życia i ochronę zdrowia mieszkańców, które zaczerpnięto z Banku Danych Lokalnych GUS. Zastosowano metodę porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych w ujęciu dynamicznym. Na podstawie dynamicznego miernika syntetycznego wyznaczono wielkość zmian w poziomie rozwoju powiatów. Wyniki badania wykazały, że we wszystkich powiatach nastąpił wyraźny spadek wartości miernika syntetycznego opisującego sytuację demograficzną i edukację. Pozytywnym zjawiskiem jest znaczący wzrost we wszystkich powiatach wartości miernika syntetycznego opisującego rynek pracy, warunki życia i ochronę zdrowia ludności. Dysproporcje między powiatami w okresie objętym analizą pogłębiły się w przypadku sytuacji demograficznej i edukacji, natomiast zmniejszyły się pod względem sytuacji na rynku pracy, warunków życia i ochrony zdrowia ludności.

Słowa kluczowe: rozwój społeczny, porządkowanie liniowe, dynamiczny miernik syntetyczny, powiaty

JEL: O15, O18, C10, R23

Evaluation of the level of social development of poviats in Małopolskie Voivodship with the use of a dynamic synthetic measure

Abstract. The level of social development of territorial units in Poland is an important topic in the context of the pursued policy to equalise the differences in regional development. Nowadays, spatial disproportions in development are considered one of the main social problems also in Małopolskie Voivodship. The purpose of the study described in the article involves the comparison of changes in the level of social development in the poviats of Małopolskie Voivodship in the period of 2010–2019 by means of a dynamic synthetic measure. The situation

^a Uniwersytet Rolniczy w Krakowie, Wydział Rolniczo-Ekonomiczny / University of Agriculture in Krakow, Faculty of Agriculture and Economics. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0322-5646>.

^b Uniwersytet Rolniczy w Krakowie, Wydział Rolniczo-Ekonomiczny / University of Agriculture in Krakow, Faculty of Agriculture and Economics. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8597-0422>.

Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: janina.szewczyk@urk.edu.pl.

of these poviats was evaluated based on data provided by the Local Data Bank of Statistics Poland, describing 10 selected diagnostic features relating to the following areas: the demographic situation, the labour market, education, standard of living and health protection of the inhabitants. The method of linear ordering of multidimensional objects in a dynamic approach was applied. The volume of changes in the level of development of the poviats was determined on the basis of a dynamic synthetic measure. The results of the study indicate that in all of the poviats, a significant decline was observed in the value of the synthetic measure describing the demographic situation and education. On the other hand, the positive aspect is that in all of the poviats the value of the synthetic measure relating to the labour market, living conditions and health protection of the population increased significantly. Consequently, the disproportions between the poviats in the analysed period deepened in terms of the demographic situation and education, whereas the differences in the level of development decreased in the case of the labour market, living conditions and health protection of the population.

Keywords: social development, linear ordering, dynamic synthetic measure, poviats

1. Wstęp

Rozwój społeczny jest pojęciem wieloznacznym, które można rozpatrywać z socjologicznego lub ekonomicznego punktu widzenia. W powszechnym rozumieniu oznacza całokształt pozytywnych zmian, jakie zachodzą w społeczeństwie. W literaturze przedmiotu istnieje wiele definicji rozwoju społecznego (Malina, 2020; Siudek i in., 2018; Ziemiańczyk, 2010). Najczęściej jest on utożsamiany z procesem zmian mających wpływ na poprawę aspektów istotnych dla funkcjonowania społeczeństwa, takich jak edukacja, ochrona zdrowia, rozwój infrastruktury, poprawa bezpieczeństwa itp. (Malina, 2020). Ważnymi zagadnieniami w badaniach dotyczących rozwoju społecznego są także bezrobocie, ubóstwo, zmiany demograficzne, równość szans czy migracje (Siudek i in., 2018). Niski poziom rozwoju społecznego może zatem być odzwierciedleniem problemów, z jakimi boryka się dane społeczeństwo, a to uzasadnia potrzebę i znaczenie takich badań.

Współcześnie ważnym problemem jest starzenie się społeczeństwa, które wyraża się wzrostem liczby osób w wieku poprodukcyjnym i malejącą liczbą osób w wieku przedprodukcyjnym. Ten proces obserwowany jest w Polsce od lat 90. XX w. (Szymańczyk, 2012). Współczynnik dzietności kobiet w Polsce pozostaje niski. Chociaż w 2018 r. wzrósł do 1,44 dziecka na kobietę (w miastach – 1,42, na wsi – 1,45) w porównaniu z 1,41 w 2010 r., to nadal jest daleki od minimalnego poziomu niezbędnego do prostej zastępowalności pokoleń, który określa się na 2,10–2,15 (Główny Urząd Statystyczny, 2019). Tak niski poziom dzietności oznacza starzenie się i wymieranie społeczeństwa. Do kolejnych problemów społecznych należą pogłębiające się dysproporcje przestrzenne w poziomie i jakości życia, wykluczenie społeczne z powodu ubóstwa czy bezrobocia, a także problem nierówności edukacyjnych.

Skala tych zjawisk jest różna w poszczególnych regionach kraju, co przekłada się na zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego zarówno na poziomie województw, jak i powiatów oraz gmin. Potwierdzają to badania wielu autorów (Bożek, 2016; Bożek i Szewczyk, 2014; Czyż, 2012; Dyba i Stryjakiewicz, 2012; Józefowicz i Smolińska, 2019; Łuczak i Wysocki, 2012; Malina, 2020; Miłek, 2018; Piszczek, 2013; Siudek i in., 2018; Sompolska-Rzechuła, 2016). W badaniach poziomu rozwoju społecznego, jak również społeczno-gospodarczego często stosuje się metodę porządkowania liniowego (Pociecha i in., 1988), która umożliwia sporządzenie rankingu obiektów (tu: jednostek terytorialnych), a w przypadku powtarzalnego stosowania w odniesieniu do kolejnych okresów (np. lat) – obserwowanie zmian pozycji obiektów.

Celem pracy jest porównanie zmian w poziomie rozwoju społecznego – z zastosowaniem dynamicznego miernika syntetycznego – powiatów woj. małopolskiego w latach 2010–2019. Województwo małopolskie charakteryzuje się dużymi dysproporcjami rozwojowymi, dlatego ważne jest monitorowanie rozwoju poszczególnych powiatów.

2. Metoda badania

Rozwój społeczny stanowi zagadnienie o charakterze złożonym, wieloaspektowym, definiowane za pomocą wielu zmiennych diagnostycznych. W badaniach tego rodzaju zjawisk często stosowana jest metoda porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych. Jej istotą jest konstrukcja zmiennej syntetycznej, na podstawie której sporządza się ranking obiektów. Pozwala to m.in. na identyfikację jednostek (tu: powiatów), których rozwój zachodzi wolniej niż innych. Etapy badania w tej metodzie są następujące: wybór zmiennych diagnostycznych, określenie współczynników ważności (wag) zmiennych, normalizacja zmiennych oraz wyznaczenie zmiennej syntetycznej (formuły agregacji). Na każdym etapie istnieje możliwość wyboru np. zestawu zmiennych diagnostycznych, sposobu normalizacji zmiennych czy wyznaczenia zmiennej syntetycznej. To sprawia, że wyniki badań nie są jednoznaczne, ponieważ determinują je decyzje badacza.

Punktem wyjścia w metodzie porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych jest wybór zmiennych diagnostycznych opisujących badane zjawisko. Badacze rozwoju społecznego korzystają z różnych zestawów zmiennych diagnostycznych (Gawroński i in., 2014; Malina, 2020; Prus i Król, 2017; Sokołowska i Filipowicz-Chomko, 2015; Sompolska-Rzechuła, 2016; Stec, 2012; Ziemiańczyk, 2010). Przy wyborze zmiennych zwykle stosuje się dwa kryteria: merytoryczne i statystyczne.

Kryterium merytoryczne polega na doborze takich cech, które są ważnymi wskaźnikami badanego zjawiska. Kryterium statystyczne wymaga spełnienia ściśle określonego warunku zmienności danej cechy – najczęściej jest to wartość współczynnika zmienności na poziomie co najmniej 10%, a ponadto zmienne nie powinny być ze sobą silnie skorelowane. W omawianym badaniu zastosowano oba wymienione kryteria.

Przedmiotem badania były zmiany poziomu rozwoju społecznego w powiatach woj. małopolskiego w latach 2010–2019. Zestaw wartości dla cech charakteryzujących sytuację społeczną w poszczególnych powiatach wygenerowano z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS za lata 2010, 2014 i 2019.

Określono zbiór 10 cech (zmiennych diagnostycznych) opisujących powiaty pod względem sytuacji demograficznej, rynku pracy, edukacji oraz warunków życia i ochrony zdrowia ludności (zestawienie). Przyjęto założenie, że wszystkie wybrane cechy diagnostyczne są jednakowo ważne, dlatego nie wprowadzono różnicujących je wag.

Zestawienie zmiennych diagnostycznych opisujących poziom rozwoju społecznego powiatów woj. małopolskiego w badanych obszarach tematycznych

Symbol	Nazwa	Charakter
Demografia		
X_1	saldo migracji na 1000 ludności	stymulanta
X_2	urodzenia na 1000 ludności	stymulanta
X_3	ludność w wieku przedprodukcyjnym w %	stymulanta
X_4	liczba ludności w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym	destymulanta
Rynek pracy		
X_5	stopa bezrobocia w %	destymulanta
X_6	pracujący na 1000 ludności ogółem	stymulanta
Edukacja		
X_7	odsetek absolwentów liceów ogólnokształcących w ogólnej liczbie absolwentów szkół ponadgimnazjalnych	stymulanta
Warunki życia i ochrona zdrowia ludności		
X_8	liczba lekarzy na 10 tys. ludności	stymulanta
X_9	liczba ludności ogółem na 1 przedszkole	destymulanta
X_{10}	udział procentowy mieszkańców korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ogólnej liczbie ludności województwa	destymulanta

Uwaga. Zmienna jest stymulantą, gdy jej wyższa wartość pozwala zakwalifikować obiekt jako lepszy; w przypadku destymulanty wzrost wartości zmiennej łączy się ze spadkiem oceny obiektu. Żadna z uwzględnionych zmiennych nie miała charakteru nominanty.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Przyjęte zmienne diagnostyczne mają różne jednostki i zakresy zmienności, w związku z czym nie są porównywalne. Aby doprowadzić zmienne do stanu porównywalności, dokonano ich unormowania. Wybór sposobu normalizacji jest ważny, ponieważ od niego w dużym stopniu zależą wyniki rankingu. Zmiana procedury normalizacji cech może prowadzić do zmiany pozycji obiektu w rankingu. Problem ten poruszało wielu autorów (Bożek, 2002; Jarocka, 2015; Pawełek, 2008). W omawianym badaniu do normalizacji zmiennych zastosowano metodę unitaryzacji zerowanej (Kukuła, 2000), która jest uniwersalna i może być stosowana do normalizacji różnych zmiennych, niezależnie od jednostek, rodzaju, wielkości i znaku. W kolejnym kroku wyznaczono zmienną syntetyczną dotyczącą poziomu rozwoju i na jej podstawie sporządzono ranking powiatów dla lat 2010, 2014 i 2019.

Analizę można przeprowadzić w ujęciu statycznym i dynamicznym (Grabiński i in., 1989). W ujęciu statycznym bierze się pod uwagę dane z każdego roku oddzielnie, nie uwzględniając danych z innych lat. Ten sposób jest często stosowany w celu sporządzenia rankingu obiektów dla danych z jednego roku. W przypadku danych z dwóch lub więcej lat rankingi sporządzane są dla każdego roku oddzielnie (Chrzanowska i Drejerska, 2016; Kukuła, 2017; Łapińska i in., 2020; Ziemiańczyk, 2010; Ziolo i Jaworska, 2007). Na podstawie tych rankingów można obserwować zmianę pozycji obiektów w każdym badanym roku, ale nie sposób ocenić wielkości zmian poziomu badanego zjawiska w obiektach, jakie zaszły w okresie objętym analizą. Przykładowo założmy, że dla danych obiektów wielocechowych (wielowymiarowych) $O_1, \dots, O_n$ obiekt O_1 w roku t_1 przyjmuje najniższą wartość zmiennej X_1 (stymulanta), a w roku t_2 wartość ta zwiększyła się, lecz nadal jest najmniejsza spośród wszystkich obiektów. Wówczas wartość zmiennej X_1 po unormowaniu metodą unitaryzacji zerowanej wynosi 0 zarówno w roku t_1 , jak i w roku t_2 , co nie odzwierciedla faktycznego obrazu sytuacji. W ujęciu dynamicznym uwzględnia się dane ze wszystkich lat, co umożliwia wyznaczenie wielkości zmian w poziomie rozwoju obiektów w badanym okresie. W pracy zastosowano metodę porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych w ujęciu dynamicznym.

Poszczególne etapy obliczeń można przedstawić według poniższej procedury.

Dany jest zbiór m obiektów (powiatów), z których każdy opisany jest przez n zmiennych (cech) w T latach ($T = 3$). Dane można więc przedstawić w postaci macierzy

$$\mathbf{X} = [x_{ijt}] \quad (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T), \quad (1)$$

gdzie x_{ijt} – wartość j -ej zmiennej (cechy) w i -tym obiekcie (powiecie) w roku t .

Dla każdej zmiennej j (cechy) wyznaczono jej najmniejszą wartość spośród i obiektów (powiatów) dla każdego roku t :

$$MIN_{jt} = \min_{i=1, 2, \dots, m} x_{ijt} \quad (j = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T). \quad (2)$$

W wyniku tego działania otrzymuje się dla każdej j -ej zmiennej zbiór T -elementowy: $\{MIN_{j1}, MIN_{j2}, \dots, MIN_{jT}\}$.

Następnie wyznaczono minimum spośród tych wartości (tzn. najmniejszą wartość, jaką j -a zmienna osiąga w badanych latach):

$$MIN_j = \min_{t=1, 2, \dots, T} (MIN_{jt}) \quad (j = 1, 2, \dots, n). \quad (3)$$

Podobnie wyznaczono największą wartość każdej z cech w badanych latach:

$$MAX_{jt} = \max_{i=1, 2, \dots, m} x_{ijt} \quad (j = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T), \quad (4)$$

a następnie maksimum spośród tych wartości:

$$MAX_j = \max_{t=1, 2, \dots, T} (MAX_{jt}) \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

i przeprowadzono normalizację zmiennych diagnostycznych według wzorów:

$$z_{ijt}^d = \frac{x_{ijt} - MIN_j}{Q_j} \quad \text{dla stymulant} \quad (6)$$

$$z_{ijt}^d = \frac{MAX_j - x_{ijt}}{Q_j} \quad \text{dla destymulant}, \quad (7)$$

gdzie:

z_{ijt}^d – zmienna unormowana w ujęciu dynamicznym (d),

$Q_j = MAX_j - MIN_j \quad (j = 1, 2, \dots, n)$.

W kolejnym kroku obliczono wartość zmiennej syntetycznej i dynamicznego wskaźnika poziomu rozwoju:

$$W_{it}^d = \sum_{j=1}^n z_{ijt}^d \quad (i = 1, 2, \dots, m; t = 1, 2, \dots, T), \quad (8)$$

$$P_{it}^d = \frac{W_{it}^d}{n}, \quad (9)$$

gdzie P_{it}^d – dynamiczny wskaźnik poziomu rozwoju (DWPR) i -tego obiektu w roku t .

Miernik P_{it}^d przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$, przy czym jego większa wartość oznacza obiekt (powiat) o wyższym poziomie rozwoju w roku t . Umożliwia to sporządzenie rankingu obiektów pod względem poziomu rozwoju. Porównanie wartości tego wskaźnika dla tego samego obiektu w latach t_1 i t_2 pozwala na ocenę kierunku i wielkości zmian, jakie zaszły w tym obiekcie w czasie od t_1 do t_2 : jeżeli $P_{it_1}^d < P_{it_2}^d$, to oznacza to, że w i -tym obiekcie poziom rozwoju w roku t_2 jest wyższy niż w roku t_1 . Różnica pomiędzy tymi wartościami

$$s_{i,t_1t_2}^d = P_{it_2}^d - P_{it_1}^d \quad (10)$$

oznacza wielkość zmian, jakie zaszły w obiekcie i w czasie od t_1 do t_2 .

Zaletą zastosowanego miernika jest jego prosta konstrukcja i intuicyjna interpretacja.

Na podstawie wartości wskaźnika poziomu rozwoju P_i dokonano podziału powiatów na grupy. Ponieważ wskaźnik P_i przyjmuje wartości od 0 do 1, zastosowano równomierny podział przedziału $[0, 1]$ na cztery części w następujący sposób:

- grupa I – wysoki poziom zjawiska – $P_i \in (0,75; 1]$,
- grupa II – średni poziom zjawiska – $P_i \in (0,50; 0,75]$,
- grupa III – niski poziom zjawiska – $P_i \in (0,25; 0,50]$,
- grupa IV – bardzo niski poziom zjawiska – $P_i \in [0; 0,25]$.

Dynamiczny wskaźnik poziomu rozwoju powiatów został obliczony i zinterpretowany dla zestawu 10 zmiennych diagnostycznych, a następnie odrębnie dla zestawu pięciu cech opisujących sytuację demograficzną i edukację oraz dla zestawu pięciu cech opisujących rynek pracy, warunki życia i ochronę zdrowia ludności.

3. Poziom rozwoju społecznego powiatów województwa małopolskiego w latach 2010, 2014 i 2019

W tabl. 1 przedstawiono podstawowe charakterystyki zmiennych diagnostycznych dla wszystkich powiatów woj. małopolskiego w latach 2010, 2014 i 2019.

Tabl. 1. Podstawowe charakterystyki zmiennych diagnostycznych opisujących poziom rozwoju społecznego powiatów woj. małopolskiego

Zmienne	Średnia			Maksimum			Minimum			Rozstęp			Współczynnik zmienności		
	2010	2014	2019	2010	2014	2019	2010	2014	2019	2010	2014	2019	2010	2014	2019
X_1	0,9	0,2	-0,3	12,4	10,7	12,7	-4,7	-5,3	-6,0	17,1	16,0	18,6	.	.	.
X_2	11,2	10,2	10,3	14,3	12,9	13,7	8,9	8,3	8,1	5,4	4,6	5,7	11,0	11,1	14,2
X_3	20,6	19,5	19,1	25,7	24,1	23,1	15,4	15,7	15,6	10,3	8,4	7,5	12,6	11,4	10,3
X_4	25,5	28,3	33,2	32,9	35,7	43,7	21,3	22,7	25,4	11,6	13,0	18,3	10,9	13,3	15,6
X_5	12,2	11,4	5,0	19,1	16,9	10,0	4,7	5,1	2,0	14,4	11,8	8,0	25,6	23,2	38,6
X_6	172,5	178,6	195,7	376,0	403,0	461,0	96,0	96,0	110,0	280,0	307,0	351,0	48,2	46,9	47,7
X_7	45,4	46,5	37,4	66,2	65,6	64,2	22,6	22,9	23,2	43,6	42,7	41,0	24,1	22,2	30,3
X_8	35,8	43,1	49,0	103,7	138,4	166,5	12,9	18,9	19,7	90,8	119,5	146,8	67,3	72,1	68,1
X_9	3957,0	3059,5	2803,6	8430,8	6228,0	6217,6	2365,0	2160,7	1864,1	6065,9	4067,3	4353,5	34,5	27,1	34,2
X_{10}	8,0	7,2	5,0	15,0	12,6	9,1	3,2	3,3	2,7	11,8	9,3	6,4	40,6	38,3	39,2

Uwaga. Kropką oznaczono przypadki, w których wartości współczynnika zmienności nie są miarodajne z powodu przyjmowania przez zmienne wartości dodatnich i ujemnych oraz wartości średniej arytmetycznej bliskiej 0.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Wszystkie zmienne uwzględnione w analizie charakteryzują się dostateczną zdolnością dyskryminacyjną (wartość współczynnika zmienności przekracza 10%). Najmniejsze zróżnicowanie sytuacji powiatów występuje w przypadku zmiennych X_2 (liczba urodzeń na 1000 ludności) i X_3 (odsetek ludności w wieku przedprodukcyjnym), a największe – w przypadku zmiennych X_8 (lekarze na 10 tys. ludności) i X_6 (pracujący na 1000 ludności).

W okresie objętym analizą nastąpiły duże zmiany pod względem większości cech. We wszystkich powiatach znacząco wzrósł wskaźnik obciążenia demograficznego. W 2010 r. na 100 osób w wieku produkcyjnym przypadało średnio 25,5 osoby w wieku poprodukcyjnym; w 2019 r. liczba ta wzrosła do 33,2. Największym obciążeniem demograficznym charakteryzował się Tarnów, gdzie w 2019 r. na 100 osób w wieku produkcyjnym przypadało 43,7 osoby w wieku poprodukcyjnym, a najniższym – pow. nowosądecki, gdzie było to 25,4 osoby.

Zmiany te są wywołane wieloma czynnikami, wśród których dużą rolę odgrywają migracje. Odływ ludności skutkuje regresem w rozwoju społeczno-gospodarczym, ponieważ wyjeżdżają najczęściej ludzie młodzi i wykształceni. W 2019 r. saldo migracji było dodatnie tylko w trzech powiatach: krakowskim (7,1), myślenickim (2,0) i wielickim (12,7) oraz w Krakowie (8,9). W pozostałych powiatach okazało się ono ujemne. Najniższe saldo migracji w 2019 r. zarejestrowano w Tarnowie (–6,0) oraz powiatach proszowickim (–3,8) i olkuskim (–3,4). Saldo migracji jest miernikiem oceny atrakcyjności powiatów – dodatnie świadczy o atrakcyjności danego powiatu, natomiast ujemne wskazuje na wyludnianie się obszaru, a więc złą sytuację społeczno-gospodarczą.

Wśród korzystnych zmian należy odnotować duży spadek stopy bezrobocia – średnia dla powiatów spadła z 12,2% do 5,0%. Najniższe wartości w 2019 r. notowano w powiatach: Kraków (2,0%), myślenickim (2,4%), bocheńskim (2,6%) i Nowy Sącz (2,7%). Najwyższe wartości zarejestrowano w powiatach: dąbrowskim (10,0%), tatrzańskim (8,0%), olkuskim (6,9%), limanowskim (6,8%) i chrzanowskim (6,4%).

We wszystkich powiatach wyraźnie poprawiły się warunki życia i ochrony zdrowia mieszkańców: wzrosła liczba lekarzy, zmniejszyła się liczba mieszkańców korzystających z pomocy społecznej, poprawiła się dostępność przedszkoli.

3.1. Zmiany poziomu rozwoju powiatów pod względem pełnego zestawu cech

Według wzorów podanych w części *Metoda badania* obliczono dynamiczny wskaźnik poziomu rozwoju społecznego w powiatach w latach 2010 i 2019. Wartości tego miernika, uporządkowane malejąco dla roku 2010 – co zarazem wyznacza ranking powiatów ze względu na badane aspekty sytuacji społecznej – przedstawiono w tabl. 2.

Tabl. 2. Ranking powiatów, podział na grupy oraz wartości mierników dynamicznych opisujących poziom rozwoju społecznego (10 cech) w latach 2010 i 2019

Powiaty	Miejsce w rankingu	P_{i2010}^d	Grupa	Miejsce w rankingu	P_{i2019}^d	Grupa	$S_{i[2010,2019]}^d$
	2010			2019			
M. Kraków	1	0,62	II	1	0,77	I	0,15
Wielicki	2	0,59	II	2	0,62	II	0,04
M. Nowy Sącz	3	0,57	II	3	0,58	II	0,01
Krakowski	4	0,55	II	5	0,56	II	0,02
Bocheński	5	0,53	II	6	0,55	II	0,03
Myślenicki	6	0,52	II	4	0,57	II	0,05
M. Tarnów	7	0,52	II	11	0,47	III	-0,05
Wadowicki	8	0,50	III	9	0,51	II	0,01
Nowotarski	9	0,49	III	7	0,51	II	0,02
Suski	10	0,48	III	14	0,45	III	-0,03
Brzeski	11	0,48	III	13	0,46	III	-0,02
Limanowski	12	0,48	III	8	0,51	II	0,03
Oświęcimski	13	0,47	III	10	0,48	III	0,01
Chrzanowski	14	0,46	III	18	0,42	III	-0,03
Olkuski	15	0,45	III	16	0,44	III	-0,02
Tatrzański	16	0,44	III	19	0,42	III	-0,02
Tarnowski	17	0,43	III	17	0,42	III	-0,01
Nowosądecki	18	0,43	III	12	0,47	III	0,04
Gorlicki	19	0,41	III	15	0,44	III	0,03
Dąbrowski	20	0,36	III	21	0,34	III	-0,02
Proszowicki	21	0,33	III	22	0,31	III	-0,02
Miechowski	22	0,30	III	20	0,35	III	0,05

Uwaga. P_{i2010}^d – DWPR i -tego obiektu w 2010 r.; P_{i2019}^d – DWPR i -tego obiektu w 2019 r.; $S_{i[2010,2019]}^d$ – różnica między wartościami DWPR w latach 2019 i 2010 w i -tym obiekcie.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

W analizowanych latach wskaźnik poziomu rozwoju osiągał najwyższe wartości, znacznie odbiegające od pozostałych powiatów, w przypadku Krakowa, co można uznać za dość oczywiste. Kolejne miejsca w rankingu zajmują pow. wielicki i Nowy Sącz, a następnie (w różnej kolejności) powiaty: krakowski, myślenicki i bocheński. Najniższe wartości wskaźników, a zarazem ostatnie miejsca w rankingu, przypadły powiatom: proszowickiemu, miechowskiemu i dąbrowskiemu. Zróżnicowanie powiatów pod względem poziomu rozwoju społecznego jest duże: w 2010 r. najniższa wartość DWPR wynosiła 0,30 (w pow. miechowskim), natomiast najwyższa – 0,62

(w Krakowie), a więc dystans dzielący te powiaty wynosił 0,32. Natomiast w 2019 r. wskaźnik poziomu rozwoju przyjmował wartości od 0,31 (w pow. proszowickim) do 0,77 (w Krakowie), zatem dystans wzrósł do 0,46. Oznacza to wzrost dysproporcji w poziomie rozwoju społecznego i pogłębienie się różnic między powiatami. Różnice te stają się mniejsze po wyłączeniu z porównań Krakowa, wówczas dystans między powiatami w 2010 r. wynosi 0,29, a w 2019 r. – 0,31.

W okresie objętym analizą poziom rozwoju powiatów zmienił się w bardzo niewielkim stopniu: w 13 powiatach wartość DWPR nieznacznie wzrosła, co oznacza niewielką poprawę pod względem przyjętego zestawu cech, a w pozostałych dziewięciu obniżyła się, co oznacza pogorszenie sytuacji. Największy wzrost (o 0,15) odnotowano w Krakowie, a następnie w powiatach miechowskim i myślenickim (po 0,05). W pozostałych dziewięciu powiatach poziom rozwoju pod względem przyjętych cech diagnostycznych się obniżył. Największe spadki wartości wskaźnika poziomu rozwoju wystąpiły w Tarnowie (o 0,05) oraz w powiatach chrzanowskim (o 0,03) i tatrzańskim (o 0,02). Ranking powiatów zmienił się w badanych latach. Następowaly przesunięcia w granicach od jednej do czterech pozycji (z wyjątkiem pow. nowosądeckiego, który przesunął się o sześć pozycji w górę), jednak przy niewielkich zmianach poziomu rozwoju, a więc bez większego znaczenia.

Mimo spadku wartości DWPR w dziewięciu powiatach ogólna sytuacja w województwie pod względem przyjętego zestawu cech nieznacznie się poprawiła: w 2010 r. siedem powiatów było w grupie II, o średnim poziomie rozwoju, a pozostałe 15 – w grupie III, o niskim poziomie rozwoju (0,25–0,50). Natomiast w 2019 r. Kraków znalazł się w I grupie, o wysokim poziomie rozwoju, liczba powiatów o średnim poziomie rozwoju zwiększyła się do ośmiu, a liczba powiatów o niskim poziomie rozwoju zmniejszyła się do 13.

3.2. Zmiany pod względem sytuacji demograficznej i edukacji

Na podstawie tabl. 1 można stwierdzić, że zmiany, jakie nastąpiły w zakresie wartości przyjętych wskaźników diagnostycznych w powiatach w okresie objętym analizą przebiegały w różnych kierunkach: w przypadku wskaźników demograficznych i edukacji były to zmiany niekorzystne, podczas gdy w zakresie warunków życia ludności we wszystkich powiatach nastąpiła poprawa. Przeprowadzono zatem bardziej szczegółową analizę badanego zjawiska. Zestaw cech podzielono na dwie grupy: I – demografia i edukacja, II – warunki życia ludności i rynek pracy. Wyniki obliczeń przedstawiono w tabl. 3 (grupa I) i 4 (grupa II). Podano w nich wartości dynamicznych mierników syntetycznych (zmiennej syntetycznej i wskaźnika poziomu rozwoju) dla poszczególnych powiatów w latach 2010, 2014 i 2019. Podobnie jak w tabl. 2 wartości uporządkowano malejąco dla roku 2010.

Tabl. 3. Ranking powiatów, podział na grupy oraz wartości mierników dynamicznych opisujących poziom rozwoju społecznego pod względem sytuacji demograficznej i edukacji (zmienne X_1, X_2, X_3, X_4, X_7) w latach 2010, 2014 i 2019

Powiaty	2010				2014				2019				Grupa	S_{it}^d [2010,2019]
	Miejsce w rankin- gu	W_{i2010}^d	P_{i2010}^d	Grupa	Miejsce w rankin- gu	W_{i2014}^d	P_{i2014}^d	Grupa	Miejsce w rankin- gu	W_{i2019}^d	P_{i2019}^d			
Limanowski	1	3,77	0,75	I	2	3,28	0,66	II	3	2,72	0,54	II	-0,21	
Wielicki	2	3,58	0,72	II	1	3,38	0,68	II	1	3,01	0,60	II	-0,11	
Nowosądecki	3	3,56	0,71	II	4	3,03	0,61	II	6	2,49	0,50	III	-0,21	
Krakowski	4	3,34	0,67	II	3	3,06	0,61	II	5	2,50	0,50	III	-0,17	
Myślenicki	5	3,27	0,66	II	5	2,86	0,57	II	4	2,54	0,51	II	-0,15	
Nowotarski	6	3,14	0,63	II	7	2,63	0,53	II	8	2,23	0,45	III	-0,18	
Bocheński	7	2,90	0,58	II	6	2,84	0,57	II	7	2,32	0,47	III	-0,11	
Suski	8	2,88	0,58	II	10	2,34	0,47	III	13	1,67	0,33	III	-0,24	
Tarnowski	9	2,87	0,58	II	9	2,38	0,48	III	11	1,71	0,34	III	-0,23	
Wadowicki	10	2,81	0,56	II	8	2,55	0,51	II	9	2,04	0,41	III	-0,15	
Brzeski	11	2,73	0,55	II	14	2,15	0,43	III	14	1,66	0,33	III	-0,21	
M. Nowy Sącz	12	2,64	0,53	II	11	2,29	0,46	III	10	1,73	0,35	III	-0,18	
Gorlicki	13	2,60	0,52	II	12	2,27	0,46	III	12	1,71	0,34	III	-0,18	
Dąbrowski	14	2,55	0,51	II	15	2,13	0,43	III	17	1,37	0,27	III	-0,24	
Chrzanowski	15	2,42	0,48	III	19	1,72	0,35	III	19	1,12	0,22	IV	-0,26	
Olkuski	16	2,40	0,48	III	17	1,80	0,36	III	18	1,21	0,24	IV	-0,24	
M. Kraków	17	2,35	0,47	III	13	2,17	0,43	III	2	2,76	0,55	II	0,08	
Tatrzński	18	2,28	0,46	III	18	1,79	0,36	III	16	1,46	0,29	III	-0,17	
Oświęcimski	19	2,25	0,45	III	16	1,82	0,36	III	15	1,58	0,32	III	-0,13	
M. Tarnów	20	1,86	0,37	III	22	1,28	0,26	III	22	0,72	0,14	IV	-0,23	
Proszowicki	21	1,85	0,37	III	21	1,39	0,28	III	21	0,88	0,18	IV	-0,19	
Miechowski	22	1,66	0,33	III	20	1,50	0,30	III	20	0,91	0,18	IV	-0,15	

Uwaga. W_{it}^d – wartość zmiennej syntetycznej i -tego obiektu w roku t ; P_{it}^d – DWPR i -tego obiektu w roku t ; S_{it}^d [2010,2019] – różnica między wartościami DWPR w latach 2019 i 2010 w i -tym obiekcie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

W czołówce rankingu pod względem sytuacji demograficznej i edukacji stale utrzymywały się powiaty: wielicki, limanowski, nowosądecki, krakowski i myślenicki (w różnej kolejności), a na końcu listy pozostawały niezmiennie powiaty miechowski i proszowicki oraz Tarnów. Dystans między powiatami o najwyższym i najniższym poziomie rozwoju pod względem sytuacji demograficznej i edukacji był bardzo duży już w 2010 r. i zwiększył się jeszcze w roku 2019. W 2010 r. najniższym poziomem rozwoju, wynoszącym 0,33, cechował się pow. miechowski, natomiast najwyższy poziom (0,75) odnotowano w pow. limanowskim, więc dystans dzielący te powiaty wynosił 0,42. W 2019 r. najniższą wartość wskaźnika poziomu rozwoju odnotowano w Tarnowie (0,14), a najwyższą – w pow. wielickim (0,60). Dystans między nimi wynosił 0,46, co oznacza, że dysproporcje się pogłębiły.

Wartości mierników syntetycznych opisujących sytuację demograficzną i edukację znacząco się obniżyły w okresie objętym analizą we wszystkich powiatach z wyjątkiem Krakowa, co oznacza wyraźne pogorszenie się sytuacji pod tym względem. Zmiany przebiegały ze zmiennym natężeniem. Największy spadek wartości DWPR odnotowano w pow. chrzanowskim (o 0,26, z poziomu 0,48 do 0,22), niewiele mniej – w suskim, olkuskim, dąbrowskim (po 0,24) i tarnowskim (o 0,23). W pozostałych powiatach również nastąpiły znaczne spadki wartości wskaźnika. Najmniejszy wynosił 0,11 i dotyczył pow. wielickiego. Jedynym pozytywnym wyjątkiem był Kraków, gdzie nastąpił wzrost wartości DWPR o 0,08.

Ranking powiatów nie ulegał istotnym zmianom w analizowanych latach. Następowwały w nim niewielkie przesunięcia w granicach od jednej do trzech pozycji. Warto jednak zwrócić uwagę na Kraków, który z pozycji 17. w 2010 r., przy wartości DWPR 0,47, przesunął się na pozycję drugą w 2019 r., kiedy osiągnął wartość miernika na poziomie 0,55. Przesunięcie w rankingu wynikało głównie z wyraźnego regresu pod względem sytuacji demograficznej i edukacji w pozostałych powiatach.

Pogorszenie się sytuacji obrazuje również podział powiatów na grupy ze względu na wartość DWPR. W 2010 r. wszystkie powiaty mieściły się w grupach I–III, a więc ich wskaźnik poziomu rozwoju przyjmował wartości powyżej 0,25, przy czym ponad połowę powiatów charakteryzował średni poziom rozwoju. W 2014 r. sytuacja się pogorszyła: 16 powiatów było w grupie III, o niskim poziomie badanego zjawiska. W 2019 r. pięć powiatów znalazło się w grupie IV, o bardzo niskim poziomie rozwoju, przeważająca większość (13) była w grupie III, a tylko cztery powiaty znalazły się w grupie II, w której DWPR przekraczał wartość 0,50. Ponadto najniższa wartość wskaźnika poziomu rozwoju spadła z 0,33 w 2010 r. do 0,14 w 2019 r.

3.3. Zmiany pod względem sytuacji na rynku pracy oraz warunków życia i ochrony zdrowia ludności

W tabl. 4 został przedstawiony ranking powiatów ze względu na sytuację na rynku pracy oraz warunki życia i ochronę zdrowia ludności w latach 2010, 2014 i 2019. Na najwyższych miejscach znalazły się duże miasta: Kraków, Nowy Sącz i Tarnów, które znacznie odbiegają poziomem rozwoju od powiatów miejsko-wiejskich. Następnie (w różnej kolejności w poszczególnych latach) uplasowały się powiaty: wielicki, oświęcimski i bocheński. Na najniższych pozycjach stale znajdują się powiaty: dąbrowski, nowosądecki i limanowski. Ranking nieznacznie zmieniał się w analizowanych latach – były to przesunięcia w granicach od jednej do czterech pozycji.

W odróżnieniu od sytuacji demograficznej i edukacji sytuacja na rynku pracy i warunki życia ludności wyraźnie się poprawiły we wszystkich powiatach, co znalazło wyraz w znacznym wzroście wartości wskaźnika poziomu rozwoju. W 2010 r. najniższa wartość DWPR wynosiła zaledwie 0,15 (w pow. nowosądeckim), a w 2019 r. – 0,42 (w pow. dąbrowskim). Najwyższa wartość DWPR (w Krakowie) wzrosła z 0,78 do 0,99. Rozstęp wartości DWPR zmniejszał się z 0,63 w 2010 r. do 0,58 w 2014 r. i 2019 r., co oznacza zmniejszanie się dysproporcji między powiatami pod względem sytuacji na rynku pracy i warunków życia ludności. Po pominięciu Krakowa, Nowego Sącza i Tarnowa dystans między powiatami jest dużo mniejszy i spada w kolejnych latach (0,33 w 2010 r., 0,25 w 2014 r. i 0,22 w 2019 r.). Świadczy to o powolnym wyrównywaniu różnic rozwojowych między powiatami.

Tempo zmian było zróżnicowane: największy wzrost wskaźnika poziomu rozwoju nastąpił w pow. nowosądeckim (o 0,29), następnie w limanowskim (o 0,27) i miechowskim (o 0,25), a więc w powiatach z końcowych miejsc w rankingu, co jest zjawiskiem pozytywnym. Wprawdzie powiaty te w 2019 r. nadal zajmowały najdalsze pozycje, ale ich poziom rozwoju znacznie się podwyższył.

Podział na grupy ze względu na wartość DWPR, przedstawiony w tabl. 4, jeszcze wyraźniej obrazuje pozytywne zmiany pod względem sytuacji na rynku pracy i warunków życia ludności. W 2010 r. tylko Kraków osiągał poziom rozwoju grupy I, tzn. powyżej 0,75; przeważająca większość powiatów (16) osiągała niski poziom rozwoju, w granicach 0,25–0,50, w związku z czym znajdowała się w grupie III, a trzy powiaty charakteryzowały się bardzo niskim poziomem rozwoju. W 2014 r. sytuacja się poprawiła, ponieważ żaden powiat nie znalazł się w grupie IV, o najniższym poziomie rozwoju, natomiast w 2019 r. trzy miasta weszły do grupy I, 15 powiatów było w grupie o średnim poziomie rozwoju, a tylko cztery powiaty znalazły się w grupie III, przy czym osiągnęły wartości DWPR powyżej 0,40, a więc bliskie grupie II.

Tabl. 4. Ranking powiatów, podział na grupy oraz wartości mierników dynamicznych opisujących poziom rozwoju społecznego pod względem warunków życia ludności i sytuacji na rynku pracy (zmienne $X_5, X_6, X_8, X_9, X_{10}$) w latach 2010, 2014 i 2019

Powiaty	2010				2014				2019				Grupa	S_{it}^d [2010,2019]
	Miejsce w rankin- gu	W_{i2010}^d	P_{i2010}^d	Grupa	Miejsce w rankin- gu	W_{i2014}^d	P_{i2014}^d	Grupa	Miejsce w rankin- gu	W_{i2019}^d	P_{i2019}^d			
M. Kraków	1	3,89	0,78	I	1	4,28	0,86	I	1	4,95	0,99	I	0,21	
M. Tarnów	2	3,33	0,67	II	2	3,56	0,71	II	3	4,00	0,80	I	0,13	
M. Nowy Sącz	3	3,08	0,62	II	3	3,35	0,67	II	2	4,02	0,80	I	0,19	
Oświęcimski	4	2,41	0,48	III	6	2,57	0,52	II	5	3,19	0,64	II	0,16	
Bocheński	5	2,36	0,47	III	7	2,50	0,50	III	6	3,18	0,64	II	0,16	
Wielicki	6	2,27	0,45	III	5	2,58	0,52	II	4	3,19	0,64	II	0,18	
Chrzanowski	7	2,14	0,43	III	8	2,44	0,49	III	10	3,10	0,62	II	0,19	
Wadowicki	8	2,14	0,43	III	10	2,39	0,48	III	11	2,98	0,60	II	0,17	
Krakowski	9	2,12	0,43	III	4	2,62	0,52	II	8	3,14	0,63	II	0,20	
Olkuski	10	2,12	0,42	III	9	2,42	0,48	III	7	3,17	0,63	II	0,21	
Tatrzński	11	2,11	0,42	III	13	2,16	0,43	III	16	2,69	0,54	II	0,12	
Brzeski	12	2,06	0,41	III	12	2,25	0,45	III	12	2,97	0,59	II	0,18	
Myslenicki	13	1,93	0,39	III	11	2,29	0,46	III	9	3,14	0,63	II	0,24	
Suski	14	1,92	0,38	III	14	2,14	0,43	III	14	2,84	0,57	II	0,18	
Nowotarski	15	1,79	0,36	III	15	2,04	0,41	III	13	2,85	0,57	II	0,21	
Gorlicki	16	1,53	0,31	III	18	1,77	0,36	III	15	2,72	0,55	II	0,24	
Tarnowski	17	1,44	0,29	III	19	1,75	0,35	III	18	2,51	0,50	II	0,22	
Proszowicki	18	1,44	0,29	III	16	1,96	0,39	III	20	2,20	0,44	III	0,15	
Miechowski	19	1,32	0,27	III	17	1,84	0,37	III	17	2,57	0,51	II	0,25	
Dąbrowski	20	1,08	0,22	IV	21	1,39	0,28	III	22	2,08	0,42	III	0,20	
Limanowski	21	0,99	0,20	IV	22	1,37	0,27	III	19	2,32	0,46	III	0,27	
Nowosądecki	22	0,74	0,15	IV	20	1,40	0,28	III	21	2,17	0,43	III	0,29	

Uwaga. W_{it}^d – wartość zmiennej syntetycznej i -tego obiektu w roku t ; P_{it}^d – DWPR i -tego obiektu w roku t ; S_{it}^d [2010,2019] – różnica między wartościami DWPR w latach 2019 i 2010 w i -tym obiekcie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL GUS.

Na podstawie tabl. 2–4 można stwierdzić, że wyniki uzyskane dla syntetycznego wskaźnika poziomu rozwoju społecznego obejmującego łącznie 10 cech (tabl. 2) znacznie odbiegały od wyników uzyskanych w przypadku wskaźników obejmujących oddzielnie sytuację demograficzną i edukację (tabl. 3) oraz rynek pracy i warunki życia ludności (tabl. 4). Dlatego zasadne wydaje się prowadzenie analiz odrębnie dla każdego z tych wskaźników. Jednocześnie stanowi to potwierdzenie znanego faktu, że wyniki badań poziomu rozwoju społecznego (a ogólnie – tego rodzaju zjawisk wielowymiarowych) mogą się różnić w zależności od przyjętego zestawu zmiennych diagnostycznych.

4. Podsumowanie

Analiza sytuacji społecznej woj. małopolskiego w latach 2010–2019 przeprowadzona na podstawie wartości wskaźnika syntetycznego, który obejmował 10 cech opisujących sytuację demograficzną, rynek pracy, edukację i warunki życia ludności, potwierdziła występowanie znacznych dysproporcji w rozwoju społecznym powiatów tego regionu. Najwyższym poziomem rozwoju w badanych latach, dalece odbiegającym od pozostałych powiatów, charakteryzował się Kraków. Kolejne miejsca w rankingach zajęły powiaty wielicki i Nowy Sącz, a następnie (w różnej kolejności w poszczególnych latach): krakowski, myślenicki i bocheński. Ostatnie miejsca w rankingu, a zarazem najniższe wartości poziomu rozwoju, miały powiaty: proszowski, miechowski i dąbrowski. W okresie objętym analizą poziom rozwoju powiatów pod względem zestawu 10 wybranych cech zmienił się w bardzo niewielkim stopniu: w 13 powiatach wartość wskaźnika poziomu rozwoju nieznacznie wzrosła, co oznacza niewielką poprawę, a w pozostałych dziewięciu – obniżyła się, co oznacza pogorszenie sytuacji. W wyniku tych zmian powiększyły się dysproporcje w poziomie rozwoju społecznego powiatów.

Analiza przeprowadzona dla mierników syntetycznych obejmujących oddzielnie sytuację demograficzną i edukację oraz rynek pracy i warunki życia ludności dała dokładniejszy obraz zmian badanego zjawiska. We wszystkich powiatach nastąpił wyraźny spadek wartości miernika syntetycznego obejmującego pięć cech opisujących sytuację demograficzną i edukację. W najgorszej sytuacji pod tym względem były powiaty: Tarnów, proszowski, miechowski, chrzanowski i olkuski.

Pozytywnym zjawiskiem jest znaczny wzrost wartości miernika syntetycznego, który obejmował cechy opisujące rynek pracy, warunki życia i ochronę zdrowia ludności we wszystkich powiatach – nie tylko tych o wysokim poziomie rozwoju w 2010 r., lecz także w tych cechujących się w 2010 r. niskim poziomem rozwoju: nowosądeckim, limanowskim i dąbrowskim.

Pod względem sytuacji demograficznej i edukacji dysproporcje między powiatami w okresie objętym analizą pogłębiły się, natomiast pod względem sytuacji na rynku pracy, warunków życia i ochrony zdrowia ludności różnice się zmniejszyły.

Przeprowadzone badanie ukazuje pozytywny obraz zmian w woj. małopolskim w przypadku rynku pracy, warunków życia i ochrony zdrowia ludności oraz bardzo niekorzystny obraz stale pogarszającej się sytuacji demograficznej. Dlatego ważne jest polepszenie kondycji gospodarczej małych i średnich miast oraz aktywizacja przedsiębiorczości na terenach wiejskich. Działania te mogą się przełożyć na poprawę sytuacji demograficznej. Wzrost liczby miejsc pracy oraz wzmocnienie doradztwa istotnego przy zakładaniu własnej pozarolniczej działalności gospodarczej budzą nadzieję na zmniejszenie migracji do dużych ośrodków i pozostanie młodych ludzi w rodzinnych miejscowościach. Wiąże się z tym poczucie bezpieczeństwa osób mających w bliskiej perspektywie założenie rodziny i podjęcie decyzji co do posiadania więcej niż jednego czy dwojga dzieci. Podejmowane próby zapobiegania niekorzystnym zjawiskom demograficznym powinny w przyszłości zatrzymać czy chociażby spowolnić bieżący trend.

Zastosowanie dynamicznego wskaźnika syntetycznego umożliwiło – oprócz sporządzenia rankingu powiatów – także porównanie wielkości zmian w poziomie rozwoju społecznego poszczególnych powiatów w badanym okresie.

Analiza przeprowadzona na przykładzie woj. małopolskiego potwierdziła, że poziom rozwoju społecznego jednostek terytorialnych się zmienia. To wskazuje na potrzebę kontynuacji tego typu badań w różnych ujęciach regionalnych. Zastosowana metoda badania stanowi skuteczne narzędzie do analizy porównawczej jednostek terytorialnych.

Bibliografia

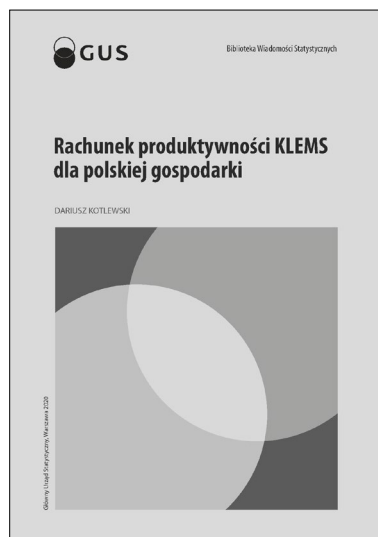
- Bożek, J. (2002). O niektórych metodach porządkowania liniowego. *Wiadomości Statystyczne*, 47(9), 10–16.
- Bożek, J. (2016). Differentiation of Districts of the Małopolskie Voivodeship with Respect to Chosen Social Problems. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 2(40), 249–256. <https://doi.org/10.17306/JARD.2016.28>.
- Bożek, J., Szewczyk, J. (2014). Zróżnicowanie powiatów województwa małopolskiego pod względem poziomu infrastruktury technicznej i społecznej. *Zeszyty Naukowe SGGW. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (108), 69–78. <https://doi.org/10.22630/EIOGZ.2014.108.40>.
- Chrzanowska, M., Drejerska, N. (2016). Ocena rozwoju społeczno-gospodarczego gmin województwa mazowieckiego z wykorzystaniem metody analizy wielowymiarowej. *Wiadomości Statystyczne*, 61(6), 59–69. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.1007>.

- Czyż, T. (2012). Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego Polski w ujęciu subregionalnym. *Przegląd Geograficzny*, 84(2), 219–236. <https://doi.org/10.7163/PrzG.2012.2.3>.
- Dyba, W. M., Strykiewicz, T. (2012). *Zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego gmin województwa wielkopolskiego w świetle realizacji polityki intraregionalnej*. Poznań: Bogucki Wydawnictwo Naukowe.
- Gawroński, K., Prus, B., Sołtysik, S. (2014). Analiza i ocena warunków rozwoju społeczno-gospodarczego województwa podkarpackiego. *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich. Infrastructure and Ecology of Rural Areas*, (4/2), 1241–1254. <http://dx.medra.org/10.14597/infraeco.2014.4.2.092>.
- Grabiński, T., Wydymus, S., Zeliaś, A. (1989). *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Główny Urząd Statystyczny. (2019). *Sytuacja demograficzna Polski do 2018 r. Tworzenie i rozpad rodzin*. Warszawa. https://stat.gov.pl/download/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5468/33/2/1/sytuacja_demograficzna_polski_do_2018_roku_tworzenie_i_rozpad_rodzin.pdf.
- Jarocka, M. (2015). Wybór procedury normalizacyjnej w analizie porównawczej obiektów wielocechowych. *Economics and Management*, (1), 113–126.
- Józefowicz, K., Smolińska, K. (2019). Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego w powiatach województwa wielkopolskiego. *Turystyka i Rozwój Regionalny*, (11), 37–49.
- Kukuła, K. (2000). *Metoda unitaryzacji zerowanej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kukuła, K. (2017). Zanieczyszczenia środowiska a działalność proekologiczna w Polsce w 2015 roku w świetle wielowymiarowej analizy porównawczej. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 17(3), 226–238. <https://doi.org/10.22630/PRS.2017.17.3.69>.
- Łapińska, J., Escher, I., Kądziaławski, G., Brzustewicz, P. (2020). Ocena zakresu działań na rzecz zrównoważonego rozwoju w przemyśle cementowym w Polsce z zastosowaniem wielowymiarowej analizy porównawczej. *Cement. Wapno. Beton*, 25(1), 39–44. <http://doi.org/10.32047/CWB.2020.25.1.4>.
- Łuczak, A., Wysocki, F. (2012). Zastosowanie uogólnionej miary odległości GDM oraz metody TOPSIS do oceny poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa wielkopolskiego. *Przegląd Statystyczny*, 59(2), 298–311. https://ps.stat.gov.pl/PS/2012/2s/2012_spec_2_298-311.pdf.
- Malina, A. (2020). Analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw Polski w latach 2005–2017. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (61), 138–155. <https://doi.org/10.15584/nsawg.2020.1.10>.
- Milek, D. (2018). Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa świętokrzyskiego. *Wiadomości Statystyczne*, 63(6), 39–56. <http://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0673>.
- Pawełek, B. (2008). *Metody normalizacji zmiennych w badaniach porównawczych złożonych zjawisk ekonomicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Piszczyk, S. (2013). Zróżnicowanie przestrzenne poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego obszarów wiejskich województwa kujawsko-pomorskiego. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (31), 334–346. https://www.ur.edu.pl/storage/file/core_files/2013/9/27/1396a67c0132f589a575e462397ac2d2/28.pdf.

- Pociecha, J., Podolec, B., Sokołowski, A., Zając, K. (1988). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Prus, B., Król, K. (2017). Ocena zastosowania wybranych metod taksonomicznych do klasyfikacji zjawisk społeczno-gospodarczych. *Acta Scientiarum Polonorum, Formatio Circumiectus*, 16(2), 179–197. <http://dx.doi.org/10.15576/ASP.FC/2017.16.2.179>.
- Siudek, T., Drabarczyk, K., Zawojka, A. (2018). Rozwój społeczny powiatów województwa mazowieckiego – kwantyfikacja i ocena. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (123), 17–42. <https://doi.org/10.22630/EIOGZ.2018.123.19>.
- Sokołowska, D., Filipowicz-Chomko, M. (2015). Ocena rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa podlaskiego z zastosowaniem metod TOPSIS oraz Hellwiga. *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 6(78). <https://doi.org/10.15290/ose.2015.06.78.13>.
- Sompolska-Rzechuła, A. (2016). Zróżnicowanie rozwoju społecznego w ujęciu przestrzennym. *Wiadomości Statystyczne*, 61(1), 62–78. <http://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0898>.
- Stec, M. (2012). Analiza porównawcza rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa podkarpackiego. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, (25), 180–190. https://www.ur.edu.pl/storage/file/core_files/2012/10/8/dcc5334718449a80e20580dcae198412/16.pdf.
- Szymańczak, J. (2012). Starzenie się polskiego społeczeństwa – wybrane aspekty demograficzne. *Studia BAS*, 2(30), 9–28.
- Ziemiańczyk, U. (2010). Ocena poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego gmin wiejskich i miejsko-wiejskich w województwie małopolskim. *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, (14), 31–40. http://www.infraeco.pl/pl/art/a_16225.htm?plik=964.
- Zioło, M., Jaworska, M. (2007). Zróżnicowanie banków spółdzielczych woj. lubelskiego pod względem wskaźników efektywności. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 9(3), 247–251.

Recenzja książki Dariusza Kotlewskiego *Rachunek produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki*

Review of Dariusz Kotlewski's book *KLEMS productivity accounts for the Polish economy*



Język/Language: polski/Polish

Wydawnictwo/Publisher: Główny Urząd Statystyczny

Miejsce i rok wydania / Place and year of publication:
Warszawa 2020

Liczba stron / Number of pages: 150

Rozważania dotyczące wzrostu gospodarczego w kontekście możliwości oceny dokonujących się zmian ilościowych i ich perspektyw są niezwykle istotne, ponieważ wzrost gospodarczy stanowi podstawę podnoszenia poziomu życia obywateli, zwiększania inwestycji, a w konsekwencji także wzmacniania pozycji gospodarki w światowych rankingach. Wzrost gospodarczy odnosi się do sfery realnej gospodarki, która obejmuje m.in. materialną bazę produkcji wraz z zasobami natu-

ralnymi, ludnością, wytwarzanymi dobrami produkcyjnymi i konsumpcyjnymi oraz świadczonymi usługami. Jest procesem, w efekcie którego następuje stałe zwiększanie zdolności danego kraju do produkcji towarów i usług. Utożsamia się go ze zmianą polegającą na zwiększaniu się wolumenu gospodarki na skutek zmian występujących w jej elementach składowych, do których należą klasyczne czynniki produkcji: ziemia, kapitał i praca, z czasem rozszerzone o postęp technologiczny. Znaczenie czynników warunkujących wzrost gospodarczy, miary jego wielkości i dynamika czy wreszcie wpływ na rozwój gospodarczy są przedmiotem licznych publikacji, badań i analiz.

Monografia autorstwa Dariusza Kotlewskiego podejmuje istotny temat rachunku produktywności KLEMS, który stanowi metodę analizy wzrostu gospodarczego i szacowania produktywności. Metoda ta ma m.in. umożliwić – na podstawie wspólnych założeń i standardów, wypracowanej harmonijnej koncepcji i jednakowych klasyfikacji danych – porównywanie wzrostu produktywności w ujęciu międzynarodowym, krajowym i regionalnym. Zaletą metodologii opisanej w monografii jest nie tylko jej uniwersalność, lecz także wskazanie jasno określonych czynników produkcji, które warunkują wzrost gospodarczy, takich jak: kapitał, praca, energia, materiały

i usługi. Stąd oparcie statystyki dla rachunku produktywności gospodarki na pomiarach przyrostu usług pracy i usług kapitału oraz przyrostu zużycia pośredniego lub jego składowych: energii, materiałów i usług.

Autor przybliży zagadnienia dotyczące oceny wzrostu gospodarczego, odwołując się do dorobku wielu ekonomistów. Rozpoczyna od przypomnienia koncepcji wzrostu gospodarczego egzogenicznego, a kończy na wzroście gospodarczym endogenicznym. Przywołuje m.in. teorię Solowa, sformułowaną w opozycji do keynesistowskich modeli wzrostu, która zakłada, że w ustalaniu się poziomu produkcji znaczenie mają współczynniki czynnikochłonności, wpływające na wielkość wzrostu gospodarki poprzez wybór dóbr kapitałochłonnych, pracochłonnych lub zasobochłonnych. Przypomina także metodologię, której podstawy opracował Jorgenson, oraz rozwija refleksję na temat aktualności i możliwości jej implementacji w polskich warunkach, i wreszcie weryfikuje zasadność jej stosowania. Kluczowe jest tutaj pojęcie reszty Solowa, czyli wkładu łącznej produktywności czynników TFP (*total factor productivity*) lub wkładu wieloczynnikowej produktywności MFP (*multifactor productivity*). W przypadku MFP, który jest nowszym wariantem TFP, stosuje się kategorię usług czynników produkcji zamiast ich zasobów. Dekompozycja czynników i analiza składowych rachunku produktywności KLEMS oraz przedstawienie rachunku dekompozycji dla produkcji globalnej znacząco przyczyniają się do rozwoju dalszych badań.

W monografii zwrócono uwagę na znaczenie agregacji czynnika produkcji kapitał i czynnika produkcji praca. W rachunku produktywności KLEMS rolę czynnika kapitał definiuje się jako rolę przyrostu usług kapitału. Autor omawia równanie przyrostu względnego usług kapitału, odwołując się do indeksu ilościowego Törnqvista (ponieważ chodzi o usługi, a nie zasób czynnika produkcji kapitał). Podobnie agregacja czynnika produkcji praca zakłada, że usługi tego czynnika wyrażone wartościowo są proporcjonalne do liczby przepracowanych godzin, a pracownicy są opłacani według ich krańcowych produktywności, na najniższym poziomie agregacji, przed ich agregowaniem indeksem ilościowym Törnqvista.

W przypadku czynnika praca autor identyfikuje potencjalne trudności w rejestrowaniu tego czynnika w określonych jednostkach oraz wskazuje na znaczenie pojęcia *samozatrudnienia* dla właściwego przedstawienia roli tej determinanty we wzroście gospodarczym. Problemem dotyczącym czynnika kapitał jest porównywanie danych na poziomie międzynarodowym w związku ze stosowaniem w rachunku różnych definicji sektora technologii informatycznych (IT) i technologii informacyjno-komunikacyjnych (ICT) oraz różnicami występującymi w metodach szacowania wartości kapitału czy w uwzględnianiu znaczenia kapitału publicznego w inwestycjach infrastrukturalnych.

Monografia zawiera również opis implementacji rachunku produktywności KLEMS dla gospodarki Polski, przy założeniu, że dla krajów europejskich stosowany jest wspólny podział klasyfikacyjny na sektory, oraz z wykorzystaniem doświadczenia w stosowaniu tej metody na platformie internetowej EU KLEMS. Przybliżono zatem metodologię użycia czynnika produkcji praca dla polskiej gospodarki z uwzględnieniem różnych rodzajów pracy. Na potrzeby rachunku produktywności KLEMS udostępniono dane dotyczące liczby pracowników pełnozatrudnionych, przeciętnego wynagrodzenia brutto za godzinę dla tej grupy, a także liczby pracowników zatrudnionych na niepełny etat. Przedstawione dane w podziale na płeć, trzy grupy wieku i trzy poziomy wykształcenia, czyli 18 rodzajów czynnika praca, pozwoliły autorowi stworzyć macierz danych. Analiza została przeprowadzona dla niepełnego rynku pracy, w związku z czym struktura została doszacowana. Warte podkreślenia jest konstatacja, że dla polskiej gospodarki różnica pomiędzy wkładem usług czynnika praca a wkładem jego zasobu jest znacznie większa niż w gospodarkach krajów zachodnich, dla których także wykonano rachunek produktywności KLEMS. W przypadku czynnika kapitał posłużono się kategorią usług kapitału, a w rachunku dekompozycji wyróżniono rodzaje kapitału stosowane w klasyfikacjach GUS.

Przygotowanie rachunku produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki i zastosowanie kategorii usług kapitału skłoniło autora do zwrócenia uwagi na trudności w wyróżnianiu niektórych kategorii kapitału. Trudności te zmuszają do swoistej agregacji niewydzielonych rodzajów kapitału w jedną kategorię non-ICT, a także do wydzielenia kapitału ICT dla zachowania spójności w porównaniach rachunków produktywności realizowanych w innych krajach Europy.

W dalszej części monografii podjęto ważne zagadnienie regionalnych rachunków produktywności ze wskazaniem na taksonomicznie niższy wymiar analizy o większym stopniu uszczegółowienia i potencjalnie większej wartości aplikacyjnej bądź wartości poznawczej dla interesariuszy tego szczebla. Analiza produktywności KLEMS przeprowadzona na poziomie województw pozwala oczekiwać, że w przyszłości analogiczne analizy będą prowadzone także dla jednostek administracyjnych niższego rzędu, takich jak powiat czy gmina. Doświadczenia w realizacji rachunku produktywności KLEMS na poziomie regionalnym mogłyby ułatwić opracowanie zasad prowadzenia rachunku produktywności na wszystkich poziomach aktywności gospodarczej.

Autor podkreśla znaczenie rachunku produktywności KLEMS dla wykonywania analiz w ujęciu regionalnym. Jednocześnie wskazuje na problemy związane z ograniczeniami w dostępie do odpowiednich danych statystycznych i proponuje sposoby szacowania wartości dla tych czynników, które nie są dostępne w skali pożądanej dla danej jednostki regionalnej. Przypomina też o znaczeniu metod estymacji w przypadku regionalnych rachunków produktywności. Zastosowanie tych metod umożli-

wia wykonywanie obliczeń w rachunkach dekompozycji – a zatem i przeprowadzanie analiz ekonomicznych – na poziomie regionalnym.

Autor zauważa, że ograniczenia w powszechnym stosowaniu rachunku produktywności KLEMS są w głównej mierze spowodowane wysokimi wymaganiami w zakresie danych statystycznych, a te nie we wszystkich krajach były i są odpowiednio pobierane. W rezultacie koncepcja, na której ten rachunek się opiera, jest traktowana jako narzędzie uzupełniające, a nie powszechne i aplikacyjne. Tymczasem fundament w postaci dobrze osadzonej teorii pozwoliłby na upowszechnienie rozumienia i oceny procesów gospodarczych pod względem podażowym. Jednocześnie fakt, że rachunek produktywności KLEMS bazuje na obiektywnej empirycznej metodologii, pozwala wykorzystać go także do interpretacji zaobserwowanych w jego świetle zjawisk również pod względem popytu i według innych koncepcji ekonomicznych. Omawiana monografia stanowi zatem formę upowszechnienia rachunku produktywności KLEMS i przedstawienia możliwości jego implementacji dla polskiej gospodarki.

Doświadczenia w stosowaniu tej metody pozwalają, zdaniem autora, na wgląd przynajmniej w niektóre przyczyny przebiegu światowego kryzysu finansowego z lat 2007–2009 w Polsce. Stanowią też podstawę obserwacji przemian dokonujących się w gospodarce, polegających na rozwoju outsourcingu i leasingu oraz ich skutków makroekonomicznych. Ponadto umożliwiają analizę ekonomicznych skutków szoków pochodzących spoza gospodarki. Realizacja rachunku na poziomie regionalnym pozwala na dodatkowe obserwacje skutków makro- i mezoekonomicznych przyrostów TFP czy efektów związanych z obserwacją samozatrudnienia.

O wartości omawianej publikacji decyduje wiedza autora na temat rachunku produktywności KLEMS, możliwości i ograniczeń jego stosowania, a także specyfiki analizy procesów gospodarczych służącej wyjaśnianiu przyczyn występowania określonych trendów i wskazywaniu potencjalnych zagrożeń, a w konsekwencji – formułowaniu przewidywań i rekomendacji.

Dorota Niedziółka

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Nauk o Przedsiębiorstwie, Katedra
Geografii Ekonomicznej / SGH Warsaw School of Economics, Collegium
of Business Administration, Department of Economic Geography

WYDAWNICTWA GUS. MARZEC 2021 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. MARCH 2021

W ofercie wydawniczej Głównego Urzędu Statystycznego z ubiegłego miesiąca warto zwrócić uwagę na następujące publikacje:

Among Statistics Poland's last month's publications, we would like to recommend:



Tytuł/Title: V4 towards Europe 2020

Język: angielski

Language: English

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Publikacja przygotowana z okazji polskiej prezydencji w Grupie Wyszehradzkiej, przypadającej na okres od 1 lipca 2020 r. do 30 czerwca 2021 r. Przewodnictwo naszego

kraju w tym zrzeczeniu zbiegło się z 30. rocznicą utworzenia Grupy Wyszehradzkiej oraz końcem obowiązywania dokumentu Europa 2020 – strategii na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu. W opracowaniu podsumowano postępy, jakie od 2010 r. poczyniły kraje V4. Przyjrano się im przez pryzmat celów wyznaczonych przez kraje członkowskie Grupy Wyszehradzkiej oraz w kontekście całej Unii Europejskiej. Praca zawiera zestaw wskaźników monitorujących realizację celów w zakresie zatrudnienia, działalności badawczo-rozwojowej, zmian klimatycznych i energii, edukacji oraz ubóstwa i wykluczenia społecznego. Publikację przygotowano wspólnie z urzędami statystycznymi Czech, Słowacji i Węgier. Wypełniono tym samym zapisy porozumienia o współpracy podpisanego w kwietniu 2018 r.



Tytuł: Społeczna odpowiedzialność statystyki publicznej. Raport CSR 2019. Statystyka bez barier, bo liczą się wszyscy

Title: Social responsibility of official statistics. 2019 CSR Report. Statistics without barriers – everyone counts and is counted

Język: polski

Language: Polish

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Druga edycja raportu prezentującego dobre praktyki wdrożone w ramach społecznej odpowiedzialności przez pracowników służb statystyki publicznej. Działania podejmowano w odniesieniu do 17 celów zrównoważonego rozwoju oraz zgodnie z wytycznymi normy ISO 26000. W dużej mierze dotyczą one zagadnień związanych z otwartością na potrzeby społeczeństwa lokalnego, niwelowaniem nierówności, promowaniem postaw ekologicznych i upowszechnianiem odpowiedzialności za środowisko. Stanowią również wyraz dbałości o dostęp do rzetelnej edukacji, umożliwianie pracownikom rozwoju osobistego i poszerzanie ich kompetencji zawodowych.

Raport składa się z dwóch części. Pierwsza obejmuje zagadnienia teoretyczne oraz ogólną charakterystykę działań z zakresu CSR i monitorowania zrównoważonego rozwoju. W drugiej części przedstawiono działania zrealizowane w ramach CSR-D, a także konkretne praktyki i wydarzenia zorganizowane w jednostkach statystyki publicznej. Podejmowane aktywności dotyczyły takich obszarów, jak: ład organizacyjny, prawa człowieka, praca, środowisko, uczciwe praktyki operacyjne, zagadnienia konsumenckie oraz zaangażowanie społeczne i rozwój społeczności lokalnej.

W marcu br. ukazały się ponadto:

- *Bezrobocie rejestrowane. I–IV kwartał 2020 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 2/2021;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (styczeń 2021 r.)*;
- *Grupy przedsiębiorstw w Polsce w 2019 r.*;
- *Jak korzystamy z Internetu? 2020*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2021 (marzec 2021)*;
- *Nauka i technika w 2019 r.*;
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lutym 2021 r.*;
- *Rachunek podaży i wykorzystania wyrobów i usług w 2017 r.*;
- *Rocznik Statystyczny Przemysłu 2020*;

- *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2020*;
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w lutym 2021 r.*;
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 3/2021;
- *Zeszyt metodologiczny. Statystyka rynku pracy i wynagrodzeń*;
- *Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, 2020 r.*

Wersje elektroniczne wszystkich publikacji GUS są dostępne na stronie stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z.

Electronic versions of all the publications by Statistics Poland are available at stat.gov.pl/en/publications.

Justyna Gustyn

Główny Urząd Statystyczny, Departament Opracowań Statystycznych
Statistics Poland, Statistical Products Department

DLA AUTORÓW FOR THE AUTHORS

(for the English translation of the information given below, please visit ws.stat.gov.pl/ForAuthors)

W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) zamieszczane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, które prezentują wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej bądź ekonometrii. Ukazują się również artykuły przeglądowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. W czasopiśmie publikowane są prace w języku polskim i angielskim.

Od 2007 r. „WS” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych MEiN. Zgodnie z komunikatem Ministra Edukacji i Nauki z dnia 9 lutego 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych „WS” otrzymały 40 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: Agro, BazEkon, Central and Eastern European Academic Source (CEEAS), Central and Eastern European Online Library (CEEOL), Central European Journal of Social Sciences and Humanities (CEJSH), EBSCO Discovery Service, European Reference Index for the Humanities and Social Sciences (ERIH Plus), ICI Journals Master List, ICI World of Journals, Norwegian Register for Scientific Journals and Publishers (The Nordic List) oraz POL-index.

Za publikację artykułów na łamach „WS” autorzy nie otrzymują honorariów ani nie wnoszą opłat.

1. Zgłaszanie artykułów

Prace należy przysyłać na adres: redakcja.ws@stat.gov.pl.

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe, kod/kody JEL oraz ORCID, adres e-mail i afiliację autora. Tytuł, streszczenie i słowa kluczowe powinny być podane w językach polskim i angielskim.

Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. W osobnym pliku (najlepiej w formacie Excel) należy podać dane do wykresów.

Autor jest zobowiązany do podania w artykule wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” należy poinformować o tym redakcję.

Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych. Więcej informacji w rozdziale *Wymogi redakcyjne*.

Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia (do pobrania ze strony internetowej czasopisma) o oryginalności pracy i niezłożeniu jej w innym wydawnictwie, zawierającego zgodę na przeniesienie autorskich praw majątkowych, numer ORCID, afiliację lub afiliacje oraz dane kontaktowe autora, wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma. Oryginał oświadczenia należy wysłać na adres: Redakcja „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”, Główny Urząd Statystyczny, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa.

Załączenie skanu oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji naukowego charakteru artykułu oraz jego struktury i zawartości pod kątem wymogów redakcyjnych, a także zgodności tematyki z profilem czasopisma. Autor uzupełnia i poprawia artykuł stosownie do uwag redakcji, a w przypadku nieuwzględnienia danej uwagi uzasadnia swoje stanowisko. **Razem z poprawionym artykułem autor przesyła w osobnym pliku zanonimizowaną wersję pracy, przeznaczoną do recenzji.** Anonimizacja polega na utajnieniu nazwiska autora (także we właściwościach pliku), usunięciu podziękowań i informacji o źródłach finansowania, a także innych informacji wskazujących na afiliację lub umożliwiających zidentyfikowanie autora. Warunkiem skierowania pracy do recenzji jest potwierdzenie oryginalności tekstu uzyskane za pomocą systemu antyplagiatowego Similarity Check. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa do innych prac artykuł zostanie odrzucony.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, przy której afiliowany jest autor; w przypadku pracy w języku angielskim co najmniej jeden recenzent jest afiliowany przy jednostce zagranicznej. W razie sprzecznych opinii dwóch recenzentów powoływany jest trzeci recenzent. Recenzenci kierują się kryteriami oryginalności i jakości opracowania zarówno w odniesieniu do treści, jak i formy.

Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne oceny, wprowadzają poprawki zalecane przez recenzentów i przesyłają do redakcji zmodyfikowaną wersję pracy. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autorzy są zobligowani do uzasadnienia swojego stanowiska.

3. **Ocena Kolegium Redakcyjnego (KR)**, decydująca o przyjęciu pracy do publikacji. Jest dokonywana na podstawie recenzji, z uwzględnieniem opinii redaktorów tematycznego i merytorycznego. Polega m.in. na weryfikacji dokonania przez autora zmian w artykule stosownie do uwag recenzentów. KR ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma. Autorowi przysługuje prawo do odwołania od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W takim przypadku powinien on skontaktować się z redakcją „WS” i przedstawić uzasadnienie. Ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego.

W „WS” publikowane są wyłącznie te artykuły, które otrzymają pozytywną ocenę na każdym z wymienionych etapów i zostaną poprawione przez autora zgodnie z otrzymanymi uwagami (chyba że autor przedstawi argumenty uzasadniające nieuwzględnienie danej uwagi).

Artykuły przyjęte przez KR do publikacji są zamieszczane na stronie internetowej czasopisma w zakładce Early View. Znajdują się tam do czasu opublikowania w konkretnym wydaniu „WS”.

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta.** Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Redakcja zastrzega sobie prawo

do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przeredagowania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Po opracowaniu redakcyjnym artykuł jest przesyłany do autoryzacji. Tekst zatwierdzony przez autora, po składzie i łamaniu, jest poddawany korekcie i rewizji (II korekcie). Autor dokonuje korekty autorskiej tekstu na etapie rewizji. Wykresy i inne materiały graficzne są opracowywane na podstawie danych przekazanych przez autora i poddawane korekcie i rewizji. Autor dokonuje ich akceptacji na etapie rewizji.

W przypadku odkrycia błędów w opublikowanym artykule zamieszcza się na łamach „WS” sprostowanie, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” ze stosownym wyjaśnieniem.

3. Zasady etyki publikacyjnej COPE

Redakcja „WS” podejmuje wszelkie starania w celu utrzymania najwyższych standardów etycznych zgodnie z wytycznymi Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnymi na stronie internetowej www.publicationethics.org, oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązują autorów, Radę Naukową, Kolegium Redakcyjne, redakcję, pracowników Wydziału Czasopism Naukowych, recenzentów i wydawcę.

3.1. Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe kierowane do opublikowania w „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy powinni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić wyniki przeprowadzonej analizy. Prezentacja efektów badań statystycznych zaprojektowanych i przeprowadzonych przez autorów wymaga opisanego zastosowania w nich metodologii. W przypadku nowatorskich metod analizy pożądanym jest podanie przykładu ilustrującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej. 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 za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;
 - autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
 - autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowywaniu artykułu;
 - autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – podawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem.

Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.

3. Autorzy są zobowiązani do podania w treści artykułu wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy.
4. Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
5. Autorzy zgłaszający artykuły do publikacji w „WS” biorą udział w procesie recenzji double-blind peer review, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania wraz z pisemnym poświadczeniem uwzględnienia poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia – uzasadnić swoje stanowisko.
6. Jeżeli autorzy odkryją w swoim maszynopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości bądź niewłaściwe dane, powinni niezwłocznie poinformować o tym redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

3.2. Odpowiedzialność Rady Naukowej, Kolegium Redakcyjnego i Wydziału Czasopism Naukowych GUS

1. Rada Naukowa (RN) kształtuje profil programowy czasopisma, określa kierunki jego rozwoju i konsultuje jego zakres merytoryczny.
2. Kolegium Redakcyjne (KR) podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu z uwzględnieniem ocen recenzentów oraz opinii zespołu redakcyjnego. W swoich rozstrzygnięciach członkowie KR kierują się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Oceniają artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.
3. Zespół redakcyjny, wyodrębniony z KR, tworzą redaktor naczelny i jego zastępcę, redaktorzy tematyczni i redaktor merytoryczny. Członkowie zespołu redakcyjnego weryfikują nadane artykuły pod względem merytorycznym, oceniają ich zgodność z celem i zakresem tematycznym „WS” oraz sprawdzają spełnienie wymogów redakcyjnych i przestrzeganie zasad rzetelności naukowej. Ponadto wybierają recenzentów w taki sposób, aby nie wystąpił konflikt interesów, i dbają o zapewnienie uczciwego, bezstronnego i terminowego procesu recenzowania.
4. Za sprawny przebieg procesu wydawniczego, informowanie wszystkich jego uczestników o konieczności przestrzegania obowiązujących zasad i przygotowanie artykułów do

publikacji odpowiadają pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych (WCN) GUS. W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji WCN wykorzystuje system antyplagiatowy. Informacje dotyczące artykułu mogą być przekazywane przez WCN wyłącznie autorom, recenzentom, członkom RN i KR oraz wydawcy.

5. Zmiany dokonane w tekście na etapie przygotowania artykułu do publikacji nie mogą naruszać zasadniczej myśli autorów. Wszelkie modyfikacje o charakterze merytorycznym są z nimi konsultowane.
6. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu nie może on zostać w żaden sposób wykorzystany przez wydawcę lub uczestników procesu wydawniczego bez pisemnej zgody autorów. Autorzy mogą się odwołać od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W tym celu powinni się skontaktować z redaktorem naczelnym lub sekretarzem redakcji „WS” i przedstawić stosowną argumentację. Odwołania autorów są rozpatrywane przez redaktora naczelnego.
7. Członkowie RN i KR ani pracownicy WCN nie mogą pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do artykułów zgłaszanych do publikacji. Przez konflikt interesów należy rozumieć sytuację, w której jakiekolwiek interesy lub zależności (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na ocenę artykułu lub decyzję o jego publikacji.
8. W celu przeciwdziałania nierzetelności naukowej wymagane jest złożenie przez autorów oświadczenia, w którym deklarują, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i jest ich oryginalnym dziełem, a także określają swój wkład w opracowanie artykułu.
9. W celu zapewnienia wysokiej jakości recenzji wymagane jest złożenie przez recenzentów oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE i niewystępowaniu konfliktu interesów.
10. W przypadku uzasadnionego podejrzenia na jakimkolwiek etapie procesu wydawniczego, że autorzy dopuścili się nierzetelności naukowej (zob. pkt 3.1. Odpowiedzialność autorów), zespół redakcyjny skrupulatnie zbada sprawę ewentualnego nadużycia. Jeśli nierzetelność autorów zostanie udowodniona, to zgłoszony przez nich artykuł zostanie odrzucony przez KR, a autorzy otrzymają informację o podjętej decyzji wraz z jej uzasadnieniem.
11. Czytelnicy, którzy mają wobec autorów opublikowanego artykułu uzasadnione podejrzenia o nierzetelność naukową, powinni powiadomić o tym redaktora naczelnego lub sekretarza redakcji. Po zbadaniu sprawy ewentualnego nadużycia czytelnicy zostaną poinformowani o rezultacie przeprowadzonego postępowania. W przypadku potwierdzenia nadużycia, na łamach czasopisma zostanie zamieszczona stosowna informacja.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.

2. Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
3. Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w Internecie w trybie otwartego dostępu, tj. bezpłatnie i bez technicznych ograniczeń. Użytkownicy mogą czytać, pobierać, kopiować, drukować i wykorzystywać do innych celów artykuły zamieszczone online, zgodnie z właściwymi przepisami o dozwolonym użytku, pod warunkiem wskazania źródła pochodzenia artykułu. Inne sposoby wykorzystania treści artykułów „WS” wymagają zgody wydawcy.
3. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przeprosin.

4. Wymogi redakcyjne

Zgodnie z wymogami czasopisma omawiany w artykule problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Artykuł powinien zawierać wyraźnie określony cel badania, precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod, uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy oraz autorskie wnioski.

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł.
2. Dane autora: imię i nazwisko, ORCID, adres e-mail, afiliacja. Wśród autorów artykułu wieloautorskiego należy wskazać autora korespondencyjnego.
3. Streszczenie (zalecana objętość – do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa). W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych i najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel pracy, jej przedmiot i najważniejsze wnioski.

Streszczenie to podstawowe źródło informacji o artykule, warunkujące też decyzję czytelnika o zapoznaniu się z całą pracą. Dlatego powinno być przygotowane ze szczególną starannością i dbałością o umieszczenie w nim wszystkich wymaganych elementów.

4. Słowa kluczowe – najistotniejsze pojęcia lub wyrażenia użyte w pracy (nie mniej niż trzy). Powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. Tłumaczenie tytułu, streszczenia i słów kluczowych (na język angielski w przypadku artykułu napisanego w języku polskim, a na język polski w przypadku artykułu napisanego w języku angielskim).
7. W artykule opisującym badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające: syntetyczne przedstawienie zagadnień teoretycznych, uzasadnienie podjęcia danego problemu badawczego, cel badania i krytyczne odniesienie do literatury przedmiotu. W wyjątkowych przypadkach, kiedy istotne dla podjętego tematu jest obszerniejsze przedstawienie dyskusji toczącej się w literaturze, przegląd literatury może stanowić odrębną część artykułu;
 - metoda badania, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania wraz z wnioskami;
 - podsumowanie, które powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule, bez podawania danych liczbowych; końcowe wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badania.Wszystkie części powinny być opatrzone numerami.
8. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

4.2. Przygotowanie artykułu

1. Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej.
2. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenia, słowa kluczowe, kody JEL, śródtytuły, elementy graficzne (tablice, zestawienia, wykresy, schematy), przypisy;
 - Times New Roman – tekst główny, bibliografia.
7. Wielkość czcionki:
 - 14 pkt – tytuł, autor, tytuły rozdziałów;
 - 12 pkt – tekst główny, tytuły podrozdziałów;
 - 10 pkt – pozostałe elementy.
8. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
9. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.
10. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.

11. Przy wyliczeniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktorami w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
12. Strony ponumerowane automatycznie.
13. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
14. Wykresy, mapy i schematy należy zamieścić w tekście głównym. Wykresy powinny być edytowalne (optymalnie wykonane w programie Excel; w przypadku wykonania w programie graficznym powinny mieć postać wektorową). Dane, na podstawie których opracowano wykresy, należy przekazać osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole.
18. Literowe symbole liczb i innych wielkości niezłożonych należy zapisywać małą lub dużą literą i pismem pochyłym (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektorów – małą literą, pismem pochyłym i pogrubionym (np. $\mathbf{a}$, $\mathbf{w}$, $\mathbf{y}(x)$, $\mathbf{w}_i$); macierzy – dużą literą i pismem pogrubionym (np. $\mathbf{A}$, $\mathbf{M}$, $\mathbf{Y}(x)$, $\mathbf{M}_i$).
19. Objasnienia znaków umownych w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wyk.
21. Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia wykraczające poza wiedzę powszechną – np. wyniki badań innych autorów, zarówno o charakterze empirycznym, jak i koncepcyjnym – muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym. Przez wiedzę powszechną należy rozumieć informacje ogólnie znane i niebudzące wątpliwości ani kontrowersji w danej grupie społecznej, np. utworzenie GUS w 1918 r. lub powstanie UE w 1993 r. na podstawie traktatu z Maastricht. Natomiast dane statystyczne udostępniane lub publikowane np. przez GUS lub Eurostat nie należą do takich informacji. Charakteru wiedzy powszechnej nie mają również stwierdzenia odnoszące się do idei, zjawisk i procesów społecznych, politycznych czy gospodarczych. Nawet pozornie zdroworozsądkowe idee zmieniają bowiem swój sens w zależności od kultury, języka lub dyscypliny naukowej, a także bywają w rozmaity sposób konceptualizowane, jak np. pojęcie poznania w naukach społecznych.

Podanie źródła jest konieczne niezależnie od tego, czy informacje lub stwierdzenia są ujęte w ramy cytatu, czy przedstawione bez dosłownego przytoczenia, np. w formie parafrazy. Jeżeli stwierdzenie może budzić jakiegokolwiek wątpliwości odbiorców, autor powinien wskazać stosowne źródło podawanej informacji.

22. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
23. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

Wyszczególnienie	Przykład przywołania	
	w odsyłaczu	w treści zdania
Autor indywidualny		
Jeden autor	(Iksiński, 2001)	Iksiński (2001)
Dwóch autorów	(Iksiński i Nowak, 1999)	Iksiński i Nowak (1999)
Trzech autorów lub więcej	(Jankiewicz i in., 2003)	Jankiewicz i in. (2003)
Autor instytucjonalny		
Nazwa funkcjonuje jako powszechnie znany skrótowiec: pierwsze przywołanie w tekście	(International Labour Organization [ILO], 2020)	International Labour Organization (ILO, 2020)
kolejne przywołanie	(ILO, 2020)	ILO (2020)
Pełna nazwa	(Stanford University, 1995)	Stanford University (1995)
Typ publikacji		
Publikacja bez ustalonego autorstwa	(Skrócony tytuł ..., 2015)	Pełny tytuł (2015)
Publikacja bez roku wydania	(Iksiński, b.r.)	Iksiński (b.r.)
Akt prawny	(Pełny tytuł)	Pełny tytuł
Strona internetowa / Zbiór danych: znana data publikacji	(Iksiński, 2020) / (Nazwa instytucji, 2020)	Iksiński (2020) / Nazwa instytucji (2020)
nieznana data publikacji	(Iksiński, b.r.) / (Nazwa instytucji, b.r.)	Iksiński (b.r.) / Nazwa instytucji (b.r.)
Rodzaj przywołania		
Przywoływanie kilku prac (porządek prac – chronologiczny, porządek autorów – alfabetyczny)	(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak, 2002)	Iksiński (1997, 1999, 2004a, 2004b) i Nowak (2002)
Przywoływanie publikacji za innym autorem (uwaga: w bibliografii należy wymienić tylko pracę cytowaną)	(Nowakowski, 1990, za: Zieniecka, 2007)	Nowakowski (1990, za: Zieniecka, 2007)

Źródło: opracowanie na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th edition). <https://doi.org/10.1037/0000165-000>.

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy podać alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora / tych samych autorów trzeba je uporządkować chronologicznie według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora / tych samych autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy ułożyć je alfabetycznie według tytułu i odpowiednio oznaczyć literami a, b, c itd.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Artykuł w czasopiśmie	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca.
Dostępny w internecie, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://doi.org/xxx .
Dostępny w internecie, bez DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://xxx .
Maszynopis	
Niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji]</i> . Nazwa instytucji, w której powstaje lub powstał maszynopis.
Opublikowany nieformalnie	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). <i>Tytuł artykułu</i> . https://xxx .
Książka	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Dostępna w internecie, z DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx .
Dostępna w internecie, bez DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://xxx .
W przekładzie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (tłum. Y. Nazwisko). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Wydanie wielotomowe: tom zatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki: nr tomu. Tytuł tomu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
tom niezatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr tomu). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Kolejne wydanie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr wydania). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Pod redakcją: w języku polskim	Nazwisko, X. (red.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
w języku angielskim	Nazwisko, X. (Ed.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Rozdział w pracy zbiorowej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, Z. Nazwisko 2 (red.), <i>Tytuł książki</i> (s. strona początku–strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Inne prace	
Raport: autor indywidualny	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
autor instytucjonalny	Nazwa instytucji. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Working Papers	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> (nazwa serii i numer). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Materiały z konferencji: nieopublikowane	Nazwisko. X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł pracy</i> [typ wystąpienia, np. referat]. Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
opublikowane	Nazwisko. X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> . Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
Rozprawa doktorska: nieopublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [niepublikowana rozprawa doktorska]. Nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski.
opublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [rozprawa doktorska, nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski]. https://xxx .
Akt prawny	Pełny tytuł aktu prawnego wraz z datą publikacji w dzienniku urzędowym.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Strona internetowa	
Znana data publikacji, zawartość strony się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> . https://xxx .
Nieznana data publikacji, zawartość strony się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Tytuł</i> . Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .
Zbiór danych	
Surowe dane nieopublikowane	Nazwisko, X. (rok wydania pracy, w której dane są wykorzystywane) [opis danych, np. surowe dane nieopublikowane dotyczące...]. Źródło danych (np. nazwa uniwersytetu).
Dane opublikowane: znana data publikacji, zawartość zbioru się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. https://xxx .
nieznana data publikacji, zawartość zbioru się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .

Źródło: opracowanie na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th edition). <https://doi.org/10.1037/0000165-000>.

Praca przygotowana w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłana do Autora z prośbą o dostosowanie formy artykułu do wymogów redakcyjnych.

ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW

THEMATIC SCOPE OF SECTIONS

(for the English translation of the information given below, please visit ws.stat.gov.pl/AimScope)

Studia metodologiczne

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace przeglądowe i porównawcze oraz dotyczące etyki w statystyce. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane rezultaty badawcze mogą znaleźć efektywne zastosowanie w badaniach empirycznych oraz analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości, jak również powiększeniu zasobu informacyjnego.

Statystyka w praktyce

Dział ten zawiera artykuły poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; zamieszczane tu prace opierają się w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej. Zastosowania w praktyce obejmują również wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania. Może to też dotyczyć opracowań stosujących nowoczesne techniki programistyczne pozwalające na efektywną komunikację z systemami informacyjnymi oraz ułatwiające wykorzystanie danych wynikowych. Publikowane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych rozwiązań w tym zakresie.

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze

To blok tematyczny zawierający artykuły wskazujące i podejmujące wyzwania badawcze, które są szczególnie istotne ze względu na rosnące potrzeby współczesnych użytkowników danych statystycznych i wymagają zaangażowania znacznych nakładów pracy, środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki. W dziale tym publikowane są również opracowania dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z data science i big data, a zatem problematyki bardzo często powiązanej z działaniami interdyscyplinarnymi.

Edukacja statystyczna

W tym dziale zamieszczane są artykuły dotyczące metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

Z dziejów statystyki

Prace publikowane w tym dziale poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi. Ponadto zamieszczane są tu informacje dotyczące życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

Dyskusje. Recenzje. Informacje

Jedyny dział zawierający teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych. Obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach dotyczących statystyki polskiej i międzynarodowej, a także sprawozdania z konferencji naukowych, recenzje książek i opracowań z zakresu statystyki i jej zastosowań, rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych z tego obszaru wiedzy, jak również odpowiedzi autorów na recenzje oraz polemiki, dyskusje i sprostowania dotyczące artykułów zamieszczonych na łamach czasopisma.