

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
SIERPIEŃ 2018

Nr **8** (687)

100^{lat}  GUS



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
SIERPIEŃ 2018

Nr **8** (687)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący), dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. dr hab. Czesław Domański, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Semen Matkowski, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa, prof. dr hab. Józef Oleński, prof. dr hab. Tomasz Panek, doc. ing. Iveta Stankovicova, prof. dr hab. Marek Walesiak, prof. dr hab. Józef Zegar

Sekretarz: Anna Prochaska

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

- Marta Anacka, Anna Janicka* — Prognoza ludności dla Polski na podstawie ekonometrycznej prognozy strumieni migracyjnych **5**

STATYSTYKA W PRAKTYCE

- Janusz Rosiek* — Wykorzystanie metody obwiedni danych w analizie zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego krajów UE **28**
- Barbara Jurkowska* — Spatial diversification of socio-economic potential of the regions in Poland and Germany, particularly considering the Polish-German borderland **47**
- Grażyna Trzpiot* — Regionalny wzrost gospodarczy a kapitał ludzki **65**

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

- Wydawnictwa GUS — lipiec 2018 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) **79**
- Do Autorów **82**

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

- Marta Anacka, Anna Janicka* — Population forecast for Poland based on econometric forecasts of migration flows **5**

STATISTICS IN PRACTICE

- Janusz Rosiek* — Use of DEA method in the analysis of sustainable socio-economic development of EU countries **28**
- Barbara Jurkowska* — Spatial diversification of socio-economic potential of the regions in Poland and Germany, particularly considering the Polish-German borderland **47**
- Grażyna Trzpiot* — Regional economic growth and human capital **65**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

- Publications of Statistics Poland — July 2018 (by *Justyna Gustyn*) **79**
- To the Authors **82**

STUDIA METODOLOGICZNE

Marta ANACKA
Anna JANICKA

Prognoza ludności dla Polski na podstawie ekonometrycznej prognozy strumieni migracyjnych¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie wyników prognozy ludności Polski na lata 2015—2060, opartej na ekonometrycznym modelu strumieni migracyjnych. Od dotychczas tworzonych prognoz i projekcji podejście to odróżnia się trzema istotnymi założeniami: przyjęciem za przedmiot prognozy populacji rezydentów, zastosowaniem ekonometrycznych narzędzi do szacowania czterech strumieni migracyjnych (napływu oraz odpływu w podziale na cudzoziemców i Polaków) oraz uwzględnieniem (w sposób formalny) niepewności uzyskiwanych oszacowań.*

Wyniki badania wskazują na zgodność zastosowanych modeli strumieni migracyjnych z teoriami migracyjnymi. Prognozy przewidują nasilenie imigracji do Polski w ciągu najbliższych czterech dekad. Należy się przy tym spodziewać spadku liczby ludności i starzenia się populacji, choć tempo tych dwóch zjawisk będzie wolniejsze, niż przewidują to inne analizy demograficzne.

Słowa kluczowe: prognozowanie demograficzne, prognozowanie migracji, modele bayesowskie, starzenie się, depopulacja.

JEL: J11

¹ Publikacja powstała w ramach projektu „Niezakończone przejście migracyjne a starzenie się ludności w Polsce. Asynchroniczność przemian ludnościowych a zmiana formalnych i nieformalnych instytucji opiekuńczych”, realizowanego w latach 2013—2018 w Ośrodku Badań nad Migracjami Uniwersytetu Warszawskiego pod kierunkiem prof. dr. hab. Marka Okólskiego. Projekt był finansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki (grant nr UMO-2013/08/A/HS4/00602, konkurs MAESTRO).

Niniejszy artykuł przedstawia wyniki prognozy ludności Polski do 2060 r., uwzględniającej trzy istotne założenia odróżniające ją od dotychczas tworzonych prognoz i projekcji². Po pierwsze, za przedmiot prognozy przyjęto populację rezydentów (a nie ludność liczoną według kryteriów krajowej definicji zamieszkania). Po wtóre, zastosowano ekonometryczne narzędzia do szacowania wielkości czterech strumieni migracyjnych — napływu i odpływu cudzoziemców oraz napływu i odpływu Polaków, zamiast przyjmowania arbitralnych założeń dotyczących przebiegu tych procesów w przyszłości. Wreszcie, wykorzystując narzędzia statystyki bayesowskiej, uwzględniono w sposób formalny niepewność uzyskiwanych oszacowań związaną z przewidywaniami na temat płodności i umieralności. Wprawdzie obecnie dostępne są prognozy dla Polski — sporządzone przez GUS oraz ONZ — które odwołują się do kategorii rezydentów (prognoza ONZ zawiera również komponent szacowania niepewności), ale żadna nie łączy wszystkich wymienionych wcześniej elementów. Dodatkowo, jak zostanie wykazane, prognozy te opierają się na odmiennych oszacowaniach stanów historycznych populacji, co ma niebagatelne znaczenie dla przebiegu procesów populacyjnych w przyszłości.

Punktem wyjścia jest dobrze zakorzeniona w tradycji prognozowania ludności metoda kohortowo-składnikowa, polegająca na zalgorytmizowaniu równania bilansowego, którego kolejne iteracje pozwalają na oszacowanie stanu populacji w dowolnym momencie w przyszłości. Wyjściowe równanie można zapisać jako:

$$P_{t+1} = P_t + NG_{t,t+1} + NM_{t,t+1} = P_t + B_{t,t+1} - D_{t,t+1} + I_{t,t+1} - E_{t,t+1} \quad (1)$$

gdzie:

- P_t — stan populacji według przyjętej definicji w momencie t ,
- $NG_{t,t+1}$ — przyrost naturalny populacji w okresie $(t, t + 1)$, na który składają się urodzenia i zgony w okresie $(t, t + 1)$, odpowiednio $B_{t,t+1}$ i $D_{t,t+1}$,
- $NM_{t,t+1}$ — saldo migracji zagranicznych w okresie $(t, t + 1)$, na które składają się imigracje i emigracje w okresie $(t, t + 1)$, odpowiednio $I_{t,t+1}$ i $E_{t,t+1}$.

Jeżeli moment t jest ostatnim momentem obserwacji, to oszacowanie wielkości strumieni urodzeń, zgonów, napływu i odpływu ludności dla następujących później okresów wymaga założeń co do poziomu płodności kobiet oraz umieralności i natężenia migracji w kolejnych okresach. Z uwagi na fakt, że rozrodczość w różnych grupach wieku kobiet, a także natężenie umieralności i migracji w różnych grupach wieku obu płci są różne, tradycyjnie przyjmuje się oparcie prognozowania stanu wielkości populacji ogółem na szacunkach liczby kobiet i mężczyzn w poszczególnych grupach wieku, przy założeniu przyszłych częściowych współczynników płodności i zgonów oraz migracji.

² Prognoza opisuje spodziewany przez badacza przebieg zjawiska. W projekcji uwzględnia się dodatkowe, hipotetyczne założenia, np. że kraj będzie zamknięty na migracje lub że nastąpią istotne zmiany poziomu płodności.

Omawianą prognozę oparto na tej samej arytmetycznej regule co inne znane prognozy i projekcje ludności Polski, sporządzane m.in. przez GUS, Eurostat i ONZ. Różnice pomiędzy wynikami przedstawianymi w niniejszym artykule a innymi dostępnymi rezultatami projekcji ludności biorą się z faktu zastosowania przez autorki oryginalnego oszacowania wyjściowej populacji w poszczególnych okresach obserwacji (co wynika ze stosowania innego źródła pomiaru strumieni migracyjnych) oraz odmiennego prognozowania strumieni migracyjnych (w omawianym przypadku są to procedury ekonometryczne dla danych panelowych). Warto przy tym zaznaczyć, że zmiana historycznych wielkości populacji ma wpływ nie tylko na punkt wyjścia prognozy, lecz także na oszacowanie historycznych wartości współczynników, co przekłada się na inną ich predykcję. Dodatkowo przy formułowaniu założeń dotyczących umieralności i płodności przyjęto podejście probabilistyczne, zaczerpnięte z metodologii ONZ (Alkema, Gerland, Raftery i Wilmoth, 2015), które zmodyfikowano tak, aby odpowiadało zrewidowanym szacunkom ludności Polski³.

KLUCZOWE ELEMENTY KONSTRUKCJI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI DO 2060 R.

Pierwsza decyzja, jaką musi podjąć badacz przygotowujący się do wyliczenia prognozy, dotyczy horyzontu prognozy. W niniejszej analizie zdecydowano się na rok 2060. Jest to wypadkowa dwóch przesłanek, działających w przeciwnych kierunkach. Z jednej strony, prognozy o krótszym horyzoncie czasowym (niż np. 2100 r., który jest przyjmowany przez ONZ) są obciążone mniejszym ryzykiem popełnienia błędu. Z drugiej strony jednak, wydłużenie perspektywy (powyżej roku 2050, przyjmowanego np. przez GUS) pozwala na uwzględnienie wpływu procesów, których efekt nie byłby możliwy do zaobserwowania w krótszym okresie (tu: wpływu procesów migracyjnych na zmiany populacji). Przyjęcie perspektywy 2060 r. pozwala skwantyfikować efekty zwiększonego napływu migrantów i obecności ich drugiego pokolenia.

Stan wyjściowy populacji w 2015 r.

W niniejszej prognozie stan ludności Polski ustalono zgodnie z definicją rezydenta jako osoby zamieszkującej/przebywającej na danym terenie przez co najmniej 12 miesięcy, którą przyjmuje się za obowiązującą w ramach statystyki publicznej krajów europejskich (GUS, 2017a, s. 71). Stanowi ona punkt wyjścia do szacowania wielkości wskaźników demograficznych, gospodarczych i społecznych, w przypadku których istotne jest odniesienie się do wielkości populacji. Pomimo powszechnej zgody co do zasadności i użyteczności tego kryterium, praktyka pomiaru stanu populacji według podanej wyżej definicji jest w Europie zróżnicowana. Wynika to z uwarunkowań politycznych i prawnych poszczegól-

³ Zob. podrozdział *Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności*.

nych krajów oraz tradycji ich statystyki publicznej, a także z jakości źródeł danych, przede wszystkim źródeł informacji o wielkości strumieni migracyjnych. Te ostatnie mają kluczowe znaczenie dla jakości oszacowań.

GUS publikuje szacunki wielkości populacji rezydującej od 2011 r. Raportowane wielkości w latach 2009—2016 oscyływały pomiędzy 37,967 mln (dla roku 2015) i 38,064 mln (dla roku 2011). Korzystanie z tych oszacowań nastrocza jednak pewnych trudności, zwłaszcza gdy interesuje nas dynamika wielkości populacji i uwzględnienie komponentów wpływających na obserwowane zmiany (przede wszystkim salda migracji zagranicznych). Za ilustrację owych trudności niech posłuży zestawienie statystyk i szacunków dla 2016 r., opublikowanych w *Roczniku Demograficznym 2017* (GUS, 2017a), oraz arytmetyczne konsekwencje przyjęcia tychże wartości. 31 grudnia 2016 r. wielkość populacji stałej (według krajowej definicji zamieszkania — liczba osób zameldowanych na pobyt stały w Polsce) wynosiła 38,433 mln (GUS, 2017a, s. 78). Jednocześnie na podstawie krajowych (w tym NSP 2011) i zagranicznych źródeł danych GUS szacuje, że 31 grudnia 2016 r. ok. 2,515 mln spośród osób, które są zameldowane (tj. nie dokonały wymeldowania z pobytu stałego w Polsce), przebywało za granicą co najmniej 3 miesiące (GUS, 2017a, s. 463). Dodatkowo, według szacunków GUS ok. 80% czasowych emigrantów z Polski przebywa za granicą przez co najmniej 12 miesięcy (GUS, 2017b, s. 3), a więc zaliczają się oni do emigrantów długookresowych, którzy w świetle europejskiej definicji zamieszkania nie powinni być traktowani jako rezydenci Polski. Zgodnie z tym szacunkiem ok. 2 mln osób należy traktować jako rezydentów innych krajów, a liczba zameldowanych na pobyt stały rezydentów w Polsce powinna wynosić ok. 36,4 mln. Tak przeprowadzony szacunek różni się znacząco od raportowanej przez GUS liczby rezydentów, która na 31 grudnia 2016 r. wynosiła 37,973 mln (GUS, 2017a, s. 175).

Istnieje kilka czynników, które mogą być przyczyną zaobserwowanej rozbieżności. Pierwszym jest fakt, że formalnie różnicę mogą stanowić rezydenci niezameldowani w Polsce na pobyt stały (w tym cudzoziemcy). Nie wyjaśnia to jednak całej rozbieżności, gdyż liczba ok. 1,5 mln niezameldowanych na pobyt stały rezydentów wydaje się bardzo mało prawdopodobna (zob. przedstawienie analogicznych wyliczeń dla lat wcześniejszych, dających podobne wyniki, w opracowaniu Anackiej, 2015). Drugim czynnikiem jest podkreślana przez GUS konieczność traktowania szacunku emigracji jako wartości przybliżonych (GUS, 2017b, s. 3). I w tym przypadku nie wydaje się jednak możliwe, by to przybliżenie w szacowaniu było odpowiedzialne za wszystkie różnice. Kolejnym wyjaśnieniem jest niejednolite podejście GUS do określenia faktu zamieszkiwania na terytorium danego kraju — inne przyjmuje się w szacunkach emigracji bazujących na wynikach NSP 2011 (w szczególności dotyczy to szacunku zasobu emigracji z Polski), a nieco inne w raportowanych szacunkach ludności rezydującej (zob. Śleszyński, 2015 i definicje tam przytoczone, s. 2 i 3). Różnice uwiadcniają się ponadto w publikowanych przez GUS statystykach dotyczących wielkości populacji rezydującej i ruchu naturalnego oraz strumieni migracji na

pobyt co najmniej 12 miesięcy, które są raportowane do Eurostatu. I tak np. liczba rezydentów między 31 grudnia 2015 r. i 31 grudnia 2016 r. spadła o 5,8 tys. osób (GUS, 2017a, s. 175). Jednocześnie ruch naturalny wyniósł w tym okresie –5,8 tys. osób (GUS, 2017a, s. 80), a więc należałoby się spodziewać salda migracji zagranicznych na poziomie zera. Tymczasem na podstawie szacunków migracji na okres co najmniej 12 miesięcy przekazanych przez GUS do Eurostatu można wyliczyć, że saldo emigracji wynosi ok. 28 tys.

Niezależnie od tego, czy obserwowane niespójności wynikają z niedokładności szacunków migracji, czy raczej z przyjęcia odmiennych definicji rezydenta w różnych szacunkach, sam fakt występowania niezgodności pomiędzy statystykami mówiącymi o wielkości populacji rezydującej i tymi zdającymi sprawę z wielkości strumieni czy zasobów migracyjnych oznacza, że jednoczesne ich stosowanie w równaniu bilansowym populacji jest niepoprawne. Procedura prognostyczna wymaga jednak zastosowania obu miar. W związku z tym w omawianej prognozie posłużono się innymi szacunkami. Za punkt wyjścia do wyliczenia wielkości populacji rezydującej w 2015 r. (tj. w startowym momencie prognozy) przyjęto statystykę pochodzącą z publikacji pierwszych wyników spisu powszechnego z 2011 r. (37,214 mln według stanu na 31 marca 2011 r. — GUS, 2012, s. 26; tę wielkość wykorzystuje też Śleszyński, 2012), potwierdzoną m.in. przez wyliczenia Gołaty (2012). Konsekwencją tego wyboru jest szacunek populacji w 2015 r. (tj. podstawy prognozy) na poziomie 37,022 mln. Choć wartość ta różni się znacznie od wielkości ludności rezydującej, którą publikuje GUS, warto zauważyć, że istnieją jeszcze niższe oszacowania populacji rezydującej dla tego okresu (Fihel, 2018).

Źródła pomiaru i sposób prognozowania napływu i odpływu ludności

Analiza w kategoriach populacji rezydującej oznacza, że na zmianę stanu i struktury populacji wpływają migracje rozumiane jako opuszczenie terytorium Polski bądź przyjazd do kraju na okres co najmniej 12 miesięcy. Do wykonania poprawnej prognozy konieczne jest zatem przewidzenie przyszłych wartości strumieni migracyjnych mierzonych zgodnie z powyższą definicją. Zadanie to jest ułatwione dzięki wprowadzeniu w życie rozporządzenia (WE) nr 862/2007 z dnia 11 lipca 2007 r. w sprawie statystyk Wspólnoty z zakresu migracji i ochrony międzynarodowej. Rozporządzenie obliuguje kraje unijne do przekazywania do Eurostatu danych na temat wielkości i struktury strumieni migracyjnych (od 2009 r.) zgodnie z jednolitą definicją. Dane zebrane i publikowane przez Eurostat dezagregowane są standardowo według wieku i płci, a dodatkowo również według kraju obywatelstwa. Pozwala to na odrębne analizowanie strumieni napływu i odpływu obywateli danego kraju i cudzoziemców w każdym kierunku. Możliwość określenia zestawów odrębnych czynników determinujących migrację powrotną Polaków czy imigrację cudzoziemców sprawia zaś, że w prognozowaniu można uchwycić różnice w charakterystyce tych strumieni, co powinno się przełożyć na dokładność prognoz.

Gromadzenie danych przez Eurostat według wytycznych zharmonizowanych dla wszystkich krajów oznacza, że dane te mogą służyć nie tylko jako źródło informacji o przepływach migracyjnych z i do Polski, ale dodatkowo umożliwiają dokonywanie analiz porównawczych pomiędzy krajami europejskimi. Pozwalają też na przewidywanie strumieni migracyjnych z i do Polski przy wykorzystaniu statystyk innych krajów europejskich. Istnieją bowiem teoretyczne przesłanki, by sądzić, że mechanizmy wpływające na strumienie napływu i odpływu ludności są do pewnego stopnia uniwersalne (Zelinsky, 1971). Oczywiście możemy się spodziewać krótkookresowych zakłóceń w postaci kryzysów gospodarczych czy politycznych, które na pewno będą oddziaływać na przebieg procesów migracyjnych. W długim okresie jednak przepływy warunkuje nie tylko bieżąca sytuacja gospodarcza i polityczna krajów przyjmujących i wysyłających, lecz także sytuacja demograficzna, zaawansowanie procesu starzenia się danej populacji czy bilans ruchu naturalnego (Chesnais, 1986). Jeśli zatem celem prognozy jest przewidywanie przebiegu procesów ludnościowych w długim okresie (jak w omawianym przypadku), warto odnieść się do danych pozwalających na uwzględnienie owych uniwersalnych prawidłowości. Przykładem takich danych są statystyki migracyjne krajów innych niż będący przedmiotem analizy, znajdujących się na różnych etapach rozwoju gospodarczego, technologicznego, demograficznego itd. Jeśli w przyjętym za podstawę analizy zestawie znajdują się informacje z krajów doświadczających faz wzrostu, spadku, kryzysu itp., będą też podstawy do wyciągania ogólniejszych wniosków, wykraczających poza krótkookresowe prawidłowości.

Badacze dostrzegają, że kraje europejskie podlegają uniwersalnemu procesowi przekształcania się z kraju emigracji netto w kraj imigracyjny (Bonifazi, 2008; Fassmann i Reeger, 2012), zgodnie z koncepcją cyklu migracyjnego (Arango, 2012; Okólski, 2012). Sprawia to, że doświadczenia krajów znajdujących się na bardziej zaawansowanych etapach tego procesu mogą być wykorzystane do przewidywania rozwoju wypadków w krajach znajdujących się na etapach wcześniejszych. Dotyczy to w szczególności Polski, która nie doświadczyła jeszcze przejścia migracyjnego (dotychczas emigracja przeważała liczebnie nad imigracją). W takim przypadku nie można się spodziewać, że oparcie prognozowania procesów migracyjnych jedynie na danych historycznych przyniosłoby trafne przewidywania dotyczące przyszłości kraju (w której spodziewamy się zmiany trendu).

Skoro procesy migracyjne w wielu krajach europejskich mają podobną naturę, to do opisu ich przebiegu można wykorzystać szczególne narzędzia ekonometryczne, jakimi są modele dla danych panelowych. Pozwalają one na uchwycenie ogólnych zależności zaobserwowanych historycznie w całej próbie krajów, jednocześnie umożliwiając uwzględnienie specyfiki każdego z nich, a w przypadku omawianej prognozy — nie tylko specyfikę Polski, lecz także zaobserwowane (wcześniej) w innych krajach uniwersalne prawidłowości.

Przy doborze zmiennych objaśniających w modelach kierowano się zarówno powyższymi przesłankami teoretycznymi, jak i ograniczoną dostępnością danych. Ze względu na zastosowanie procedury modelowania do sformułowania prognozy strumieni migracyjnych możliwe było wykorzystanie jedynie tych zmiennych, dla których prognozowane wartości zmiennych objaśniających istniały bądź mogły być oszacowane dla Polski w horyzoncie czasowym prognozy (tj. do 2060 r.). W związku z tym katalog determinant został zawężony do podstawowych zmiennych gospodarczych (PKB i poziom bezrobocia) oraz zmiennych demograficznych możliwych do wyliczenia z prognozy ludności. Wśród zmiennych demograficznych analizowano zarówno czynniki, które mogą wpływać na potencjał (e)migracyjny bądź presję migracyjną poszczególnych krajów (np. odsetek populacji w wieku mobilnym, przyrost naturalny czy współczynnik urodzeń), jak i czynniki wpływające na sytuację na rynku pracy, co przekłada się na atrakcyjność danego kraju jako celu migracji lub presję emigracyjną, np. współczynnik obciążenia demograficznego ludźmi starymi (*old-age-dependency ratio* — *OADR*) czy odsetek osób w wieku poprodukcyjnym. Takie podejście nie odbiega od przyjmowanych w innych demograficzno-ekonomicznych modelach migracji (zob. przegląd prognoz w Bijak, 2011).

Ostatecznie, po wstępnych analizach, listę zmiennych ograniczono do:

- odsetka populacji w wieku mobilnym (20—39 lat);
- współczynnika *OADR*;
- stopy przyrostu naturalnego;
- tempa wzrostu PKB⁴;
- poziomu PKB *per capita* (w liczbach bezwzględnych według parytetu siły nabywczej oraz w relacji do innych krajów)⁵;
- stopy bezrobocia⁶.

Po wstępnym wskazaniu czynników mających wpływ na przyjęte do prognozowania cztery kategorie, tj. napływ i odpływ Polaków oraz napływ i odpływ cudzoziemców, zastosowano procedurę przebiegającą w dwóch krokach.

Krok pierwszy obejmował oszacowanie parametrów czterech równań o postaci:

$$y_{it}^m = \alpha^m x_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie y_{it}^m — wielkość strumienia typu m podzielonego przez wielkość populacji analizowanego kraju i w roku t .

Wektor zmiennych objaśniających x jest dostosowany do ustalonego typu przepływu m i może uwzględniać bieżące oraz wcześniejsze wartości zmiennej y dla różnych kategorii przepływów. Uwzględnienie wśród zmiennych objaśnia-

⁴ Na podstawie prognozy OECD (https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO95_LTB).

⁵ Na podstawie prognozy OECD (https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO95_LTB).

⁶ Na podstawie prognozy Komisji Europejskiej (Komisja Europejska, 2015).

jących przeszłych wartości zmiennych objaśnianych jest przy tym bardzo istotne, gdyż pozwala na uchwycenie autoregresyjnego charakteru procesów; w sposób oczywisty np. imigracja Polaków (migracja powrotna) będzie zależeć od tego, ile osób wcześniej wyjechało. Umożliwia również wzięcie pod uwagę (w sposób pośredni) czynników, których opóźnione wartości zmiennej objaśnianej mogą być wskaźnikiem (np. wielkość sieci migracyjnych).

Oszacowania wektora parametrów α^m dokonano zgodnie z procedurą estymacji zaproponowaną przez Arellana i Bonda (1991), pozwalającą na uwzględnienie w równaniu komponentu autoregresyjnego, na próbie 31 krajów europejskich, obejmującej dane za lata 1998–2014 (przy czym nie dla wszystkich krajów dostępne były dane od początku okresu). Szczegółowe wyniki estymacji modeli zawiera tabl. 1.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELI EKONOMETRYCZNYCH WEDŁUG KATEGORII PRZEPLÝWÓW WYKORZYSTANYCH DO PROGNOZOWANIA NA PODSTAWIE DANYCH ZA LATA 1998–2014

Zmienne objaśniające	Współczynnik	Odchylenie standardowe	p-value
Stopa emigracji Polaków			
Wartość z poprzedniego okresu	0,3489	0,1083	0,001
Poziom bezrobocia w Polsce	0,2199	0,0979	0,025
Luka PKB w stosunku do średniej UE-15	2,1726	1,1179	0,052
Stała	-0,2308	0,6550	0,725
Stopa imigracji Polaków			
Wartość z poprzedniego okresu	0,4879	0,1424	0,001
Stopa wzrostu PKB w Polsce	0,0220	0,0117	0,060
Stopa emigracji Polaków z Polski	-0,0553	0,0291	0,057
Wartość stopy emigracji Polaków z Polski w poprzednim okresie	0,1169	0,0207	0,000
Kraj UE-15 ^a	-0,1858	0,0940	0,048
Stała	0,9016	0,4220	0,033
Stopa imigracji cudzoziemców			
Wartość z poprzedniego okresu	0,4577	0,0704	0,000
Stopa przyrostu naturalnego	-1,1857	0,3969	0,003
Poziom PKB <i>per capita</i> (PPP)	0,0002	0,0000	0,000
Stopa wzrostu PKB w Polsce	0,0678	0,0421	0,108
Poziom bezrobocia w Polsce	-0,3272	0,1196	0,006
OADR	-0,2900	0,1469	0,048
Kraj UE-15 ^a	0,9727	0,5561	0,080
Stała	8,8556	3,5834	0,013
Stopa emigracji cudzoziemców			
Wartość z poprzedniego okresu	0,2963	0,1243	0,017
Wartość stopy imigracji cudzoziemców dwa okresy wcześniej	0,0616	0,0230	0,007
Stała	2,2100	0,6808	0,001

^a Nie dotyczy Polski.

U w a g a. Oszacowania dotyczą modeli panelowych dla pełnej próby krajów i uwzględniają również zmienną identyfikującą kraje „starej” UE (UE-15), która dla Polski nie ma znaczenia w procesie prognozowania (przyjmuje wartość 0).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu, GUS i OECD.

Warto podkreślić, że kierunek wpływu postulowanych zmiennych jest zgodny z wnioskami, jakie płyną z prac teoretycznych. W szczególności potwierdzono:

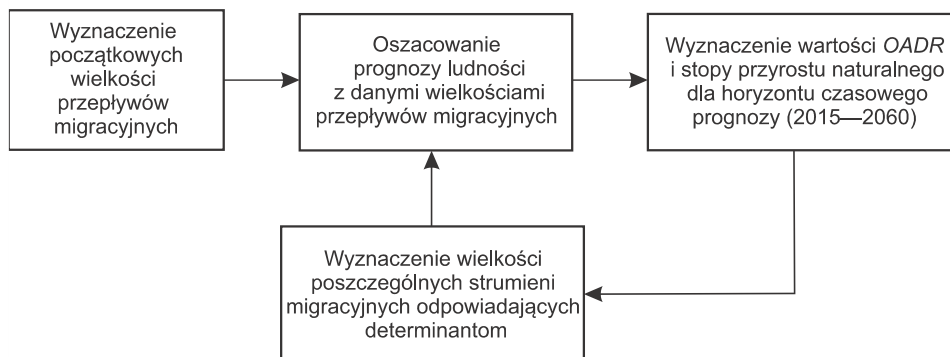
- dodatni wpływ poziomu bezrobocia w Polsce, wielkości luki PKB w stosunku do krajów europejskich oraz stopy emigracji w poprzednim okresie na wielkość strumienia emigracji Polaków w danym okresie;
- dodatni wpływ tempa wzrostu PKB w Polsce, wielkości napływu i odpływu Polaków w poprzednim okresie oraz ujemny wpływ stopy emigracji Polaków w danym okresie na wielkość imigracji Polaków do Polski;
- dodatni wpływ tempa wzrostu PKB w Polsce, poziomu PKB *per capita* w Polsce i wielkości napływu cudzoziemców do Polski w poprzednim okresie oraz ujemny wpływ poziomu bezrobocia, współczynnika *OADR* i stopy przyrostu naturalnego w Polsce na wielkość imigracji cudzoziemców do Polski w danym okresie;
- dodatni wpływ stopy imigracji cudzoziemców dwa okresy wcześniej oraz stopy emigracji cudzoziemców w poprzednim okresie na wielkość emigracji cudzoziemców w danym okresie.

Krok drugi polegał na oszacowaniu przyszłych wartości czterech strumieni migracyjnych.

Oszacowanie wartości y_{it}^m dla lat 2015—2060 wymagało uporania się z techniczną trudnością, uniemożliwiającą dokonanie tego w standardowej procedurze podstawienia przyszłych wartości zmiennych objaśniających do równań o znanych już (oszacowanych) współczynnikach. Wynikało to z faktu, że wśród determinant w równaniach migracyjnych znajdowały się zmienne, które same były szacowane w prognozie (zmienne demograficzne — *OADR* oraz stopa przyrostu naturalnego). Zastosowano w związku z tym procedurę rekurencyjną przedstawioną na schemacie. Za punkt wyjścia przyjęto prognozę populacji zamkniętej (tj. takiej, w której nie będzie przepływów migracyjnych) opartą na modelach płodności i umieralności⁷. W pierwszym kroku prognozowania strumieni migracji przyjęto więc, że demograficzne zmienne objaśniające w latach 2015—2060 będą odpowiadać populacji zamkniętej. Na tej podstawie zbudowano prognozę czterech typów migracji i uzyskano wstępne oszacowania wielkości przepływów. Nie były one spójne z wcześniej wykorzystanymi wartościami zmiennych objaśniających (ponieważ zakładały populację o zerowej migracji), ale posłużyły do wyznaczenia nowych stanów i parametrów struktury populacji w przyszłości, tj. do wykonania nowej bayesowskiej prognozy populacyjnej metodą kohortowo-składnikową. Zmodyfikowane cechy populacji potraktowano jako dane do wyznaczenia nowych szacunków przepływów migracyjnych w przyszłości na podstawie równań (2).

⁷ Modele te są omówione w podrozdziale *Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności*.

SCHEMAT PROCEDURY REKURENCYJNEJ SŁUŻĄCEJ DO WYZNACZENIA WIELKOŚCI STRUMIENI MIGRACYJNYCH



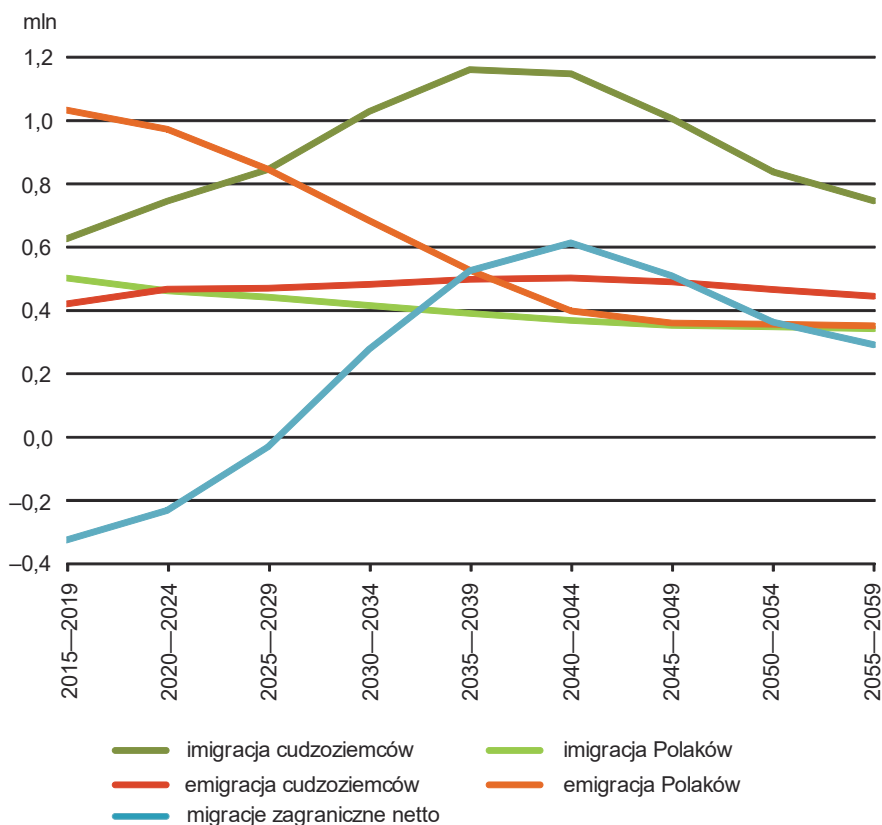
Źródło: Janicka i Anacka (2018).

Przedstawioną sekwencję powtarzano do momentu, w którym zmiany w oszacowaniu wielkości populacji w ostatnim roku horyzontu czasowego prognozy były mniejsze niż 1 tys. osób (czyli charakterystyki struktury populacji w przeszłości, stosowane do wyznaczenia przyszłych przepływów migracyjnych, powodowały uzyskanie stanu populacji w pełni zgodnego z tymi charakterystykami). Można to interpretować jako osiągnięcie stabilności procedury prognostycznej i traktować jako warunek stopu dla powyższego algorytmu (gdy dalsze iteracje nie wprowadzają istotnych zmian w ostatecznym wyniku). Na podstawie rezultatów ostatniego kroku procedury rekurencyjnej ustalono wielkości przepływów migracyjnych, a w konsekwencji — ostateczne wyniki prognozy ludności.

Finalne oszacowania wielkości strumieni migracyjnych w okresie 2015—2060 wskazują, że przed rokiem 2030 powinniśmy oczekiwać zmiany statusu Polski z kraju emigracyjnego (o ujemnym saldzie migracji) na imigracyjny (o przewadze napływu ludności nad jej odpływem). Stanie się to przede wszystkim za sprawą wzmożonego napływu cudzoziemców i stopniowego wygaszania emigracji z Polski. Największe natężenie przyjazdów do Polski ma nastąpić na przełomie lat 30. i 40. XXI w., po czym będzie stopniowo spadać. Pod koniec horyzontu czasowego prognozy (rok 2060) intensywność imigracji będzie zbliżona do notowanej obecnie (wykr. 1).

Wielkość prognozowanych tutaj (z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych) strumieni migracyjnych różni się znacznie od wielkości strumieni w pozostałych dostępnych prognozach ludności dla Polski, w których projekcje migracji netto w okresie pięcioletnim nigdy nie przekraczają poziomu 200 tys. osób, a w większości przypadków nawet 50 tys. (Anacka, 2018).

WYKR. 1. WIELKOŚĆ IMIGRACJI I EMIGRACJI POSZCZEGÓLNYCH GRUP OBYWATELI PROGNOZOWANA DLA POLSKI (łącznie dla okresów pięcioletnich)



Źródło: opracowanie własne.

Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności

Do modelowania natężenia umieralności i płodności wykorzystano metodę stosowaną również na użytek prognoz ONZ (Alkema i in., 2015). Ma ona charakter probabilistyczny; przewidywane są rozkłady prawdopodobieństwa dla wartości ogólnego współczynnika dzietności (*Total Fertility Rate* — *TFR*) oraz przeciętnego dalszego trwania życia w momencie narodzin (e_0) w przyszłości.

W przypadku prognozowania e_0 dla kobiet⁸ zakłada się, że dalszy jego wzrost będzie postępować zgodnie z ustaleniami poczynionymi przez Oeppena i Vaupela (2002), a tempo zmian będzie zależało od poziomu e_0 w danym kraju, dotychczasowego tempa wzrostu oraz tempa wzrostu w innych krajach. Dla oszacowania kształtu tej zależności (jak również do modelowania *TFR*) stosuje się

⁸ Na podstawie prognozy e_0 dla kobiet tworzy się prognozę odpowiedniej wielkości dla mężczyzn, opierając się na prognozie luki między płciami.

hierarchiczne modele bayesowskie (Alkema i in., 2015; omówienie metod wnioskowania bayesowskiego można znaleźć np. w pracy Gelmana i in., 2014).

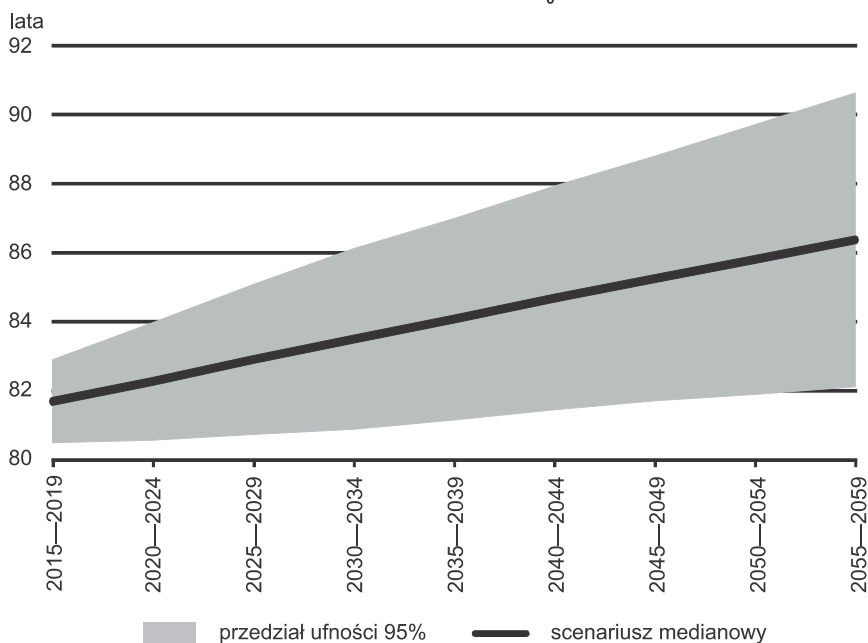
W modelowaniu bayesowskim zakłada się, że parametry opisujące zależności między zmiennymi objaśnianymi (np. e_0) oraz zmiennymi objaśniającymi (np. historyczne poziomy czy tempo wzrostu tej zmiennej) są losowe. Celem modelowania jest wskazanie rozkładów tych parametrów, co pozwala m.in. na prognozowanie rozkładów zmiennych objaśnianych w przyszłości. W celu wyznaczenia rozkładów nieznanymi parametrów równań w modelach przyjmuje się pewne wstępne założenia (tzw. rozkłady *a priori*), które potem modyfikuje się zgodnie z twierdzeniem Bayesa, uwzględniając informacje o obserwacjach w celu otrzymania rozkładów warunkowych pod warunkiem danych (tzw. rozkłady *a posteriori*). W hierarchicznych modelach bayesowskich dopuszcza się dodatkowo sytuacje, w których parametry o rozkładach mających podlegać modelowaniu mogą zależeć od innych parametrów (które również mogą być losowe, a ich rozkłady będą wyznaczone techniką bayesowską). Często odnosi się to do sytuacji prowadzenia analizy na różnych poziomach, np. poszczególnych krajów i całego świata. W takim wypadku można chcieć przyjąć — jak w niniejszym podejściu — że istnieje uniwersalny mechanizm (zakłada się, że parametry dla poszczególnych krajów pochodzą z jednego globalnego rozkładu, wyznaczonego pod warunkiem danych dla całego świata), ale na trajektorie w poszczególnych krajach mogą wpływać również indywidualne uwarunkowania tych krajów i ich historia (modyfikuje się wyznaczone na podstawie danych dla całego świata rozkłady dla poszczególnych krajów, pod warunkiem danych konkretnego kraju) (Alkema i in., 2015)⁹. W omawianej tu prognozie zarówno przywołane modele, jak i wyniki oszacowań parametrów rozkładów e_0 w latach 2015—2060 pozostały identyczne jak w prognozie ONZ dla Polski (wykr. 2).

W podobny sposób wykorzystano zaproponowany i stosowany przez ONZ hierarchiczny model bayesowski, pozwalający na modelowanie parametrów rozkładów, a następnie wyznaczenie rozkładów wartości *TFR* w okresie do 2060 r. Różnica pomiędzy wynikami uzyskanymi w omawianej prognozie a wynikami, jakie publikuje ONZ, bierze się z przeliczenia w tej pierwszej prognozie historycznych wartości *TFR* dla lat 1980—2015 tak, by odpowiadały one przyjętej definicji popu-

⁹ Wydaje się to warte zastosowania również do modelowania migracji. Okazuje się jednak, że w tym zakresie możliwość wykorzystania hierarchicznych modeli i ustalenia wiarygodnych rozkładów *a posteriori* dla poszczególnych parametrów nie jest oczywista. Wynika to z faktu, że w niektórych przypadkach szeregi czasowe danych migracyjnych dla poszczególnych strumieni są bardzo krótkie, co oznacza, że decydujący wpływ na rozkład *a posteriori* ma wskazany (arbitralnie) przez badacza rozkład *a priori* (Bijak, 2011). Dodatkowo, ponieważ prognoza migracyjna opiera się na prognozach ekonomicznych (które są deterministyczne, a których stworzenie nie mogło być przedmiotem omawianej prognozy), zastosowanie modeli bayesowskich i tak nie pozwoliłoby w pełni uchwycić niepewności procesów migracyjnych. Z tego powodu w niniejszej prognozie nie zdecydowano się na zastosowanie modelowania bayesowskiego w odniesieniu do strumieni migracji, natomiast zastosowano podejście deterministyczne.

lacji rezydującej¹⁰. Należy podkreślić, że rewizja historycznych wartości *TFR* (oryginalne i zmodyfikowane wartości zawiera tabl. 2) była istotnym elementem całej procedury. Wpłynęła ona, po pierwsze, na startową wartość *TFR*, w stosunku do której wyliczono przyszłe wartości tego współczynnika, a po drugie (w związku z przyjęciem przez ONZ trójfazowego modelu zmian wartości *TFR* — Alkema i in., 2015) — na ścieżkę jego dalszego wzrostu.

WYKR. 2. PROGNOZA WARTOŚCI e_0 DLA KOBIET



Źródło: jak przy wyk. 1.

Różnica pomiędzy wartością *TFR* odnoszącą się do populacji stałej i oszacowanej wielkości populacji rezydującej oscylowała w analizowanym okresie między 0,8 a 11,2%¹¹. Różnice wzrastały wraz z upływem czasu, co jest zgodne

¹⁰ Oficjalne, publikowane przez GUS wartości *TFR* wyliczono dla tego okresu na podstawie struktury populacji faktycznie zamieszkałej, w której nie uwzględniano ubytków ludności związanych z długotrwałą emigracją. W omawianej prognozie natomiast do szacowania wartości *TFR* wykorzystano informacje o wielkości i strukturze populacji nieobecnej od co najmniej roku, uzyskane ze spisów powszechnych z lat 1988, 2002 i 2011, mikrospisu z 1995 r., oraz informacje o ruchu naturalnym. Dodatkowo uwzględniono migracje długookresowe, szacowane na podstawie danych o zameldowaniach i wymeldowaniach, danych o ruchu granicznym (pochodzących z SERP), szacunków migracji długookresowych GUS z lat 2011—2015 oraz opracowań eksperckich (Sakson, 2002; Stola, 2010).

¹¹ GUS w omówieniu założeń prognozy ludności rezydującej wskazuje, że współczynnik dzietności ogólnej różni się od oficjalnie raportowanego o ok. 0,03 (GUS, 2016). Obliczenia GUS opierają się jednak na wyższym szacunku ludności rezydującej.

z oczekiwaniami. Nierejestrowane emigracje długookresowe nasiliły się znacząco po wstąpieniu Polski do UE i pozostały intensywne w okresie stopniowego otwierania się rynków pracy krajów europejskich dla obywateli Polski (Anacka i Okólski, 2014), co przy niezmienionej liczbie urodzeń zarejestrowanych w Polsce musiało przełożyć się na zwiększenie rozbieżności między szacunkami *TFR* opartymi na dwóch wielkościach populacji.

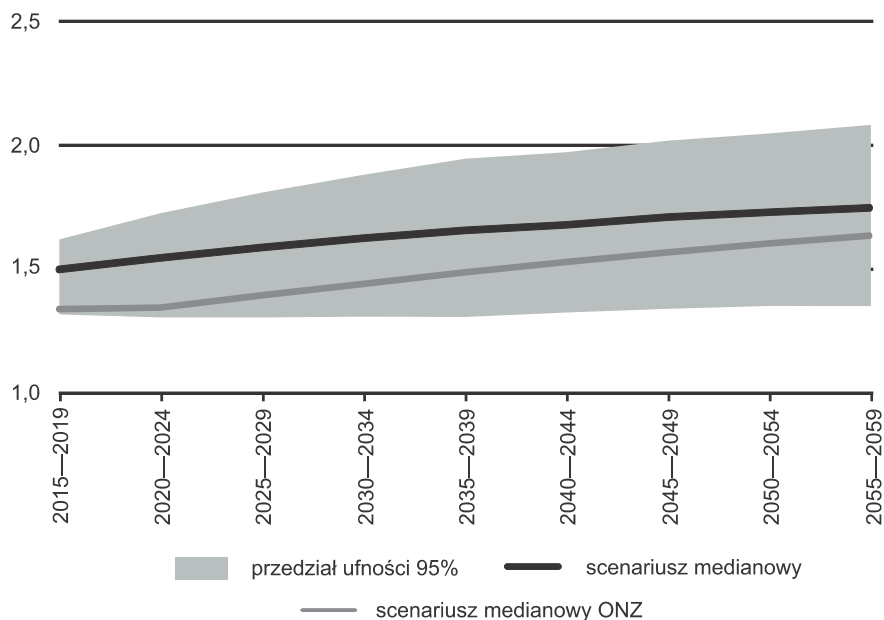
TABL. 2. WARTOŚCI *TFR* NA PODSTAWIE DANYCH GUS I W PRZELICZENIU NA POPULACJĘ REZYDUJĄCĄ

L a t a	<i>TFR</i> według GUS	Skorygowana wartość <i>TFR</i>
1985	2,329	2,348
1990	1,991	2,054
1995	1,545	1,681
2000	1,367	1,401
2005	1,243	1,287
2010	1,376	1,506
2015	1,289	1,433

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: GUS (2003, 2013, 2014, 2017a); UN (2015); Stola (2010); Sakson (2002).

Na podstawie tak sformułowanych założeń i wyjściowych wartości *TFR* skali-browano model i wyznaczono rozkłady prognozowanej wartości *TFR* (wykr. 3).

WYKR. 3. PROGNOZOWANA WARTOŚĆ *TFR*



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie oszacowań autorskich oraz UN (2015).

Zgodnie z trójfazowym modelem ONZ przewiduje się podwyższanie się wartości *TFR*; w ostatnim roku horyzontu czasowego prognozy mediana współczynnika dzietności dla Polski osiąga wartość 1,75. Co warto podkreślić, górny kres 95-procentowego przedziału ufności dla *TFR* w 2060 r. przewyższa wartość 2,1 pozwalającą na prostą zastępowalność pokoleń. Różnica pomiędzy prognozowaną tutaj wartością *TFR* a wartością tego współczynnika wynikającą z prognoz ONZ oscyluje pomiędzy 6,6 a 13,4%, jest zatem zbliżona do różnicy wynikającej z przeszacowania wielkości populacji rezydującej w roku 2015.

WYNIKI PROGNOZY

Założenia omawianej prognozy mogły zostać zaimplementowane dzięki udostępnieniu przez statystyków ONZ narzędzi programu R¹², które pozwalają na replikację wyników prognozy probabilistycznej ONZ z ewentualnymi modyfikacjami. W przypadku prognozy dla Polski polegały one na zmianie:

- stanu i struktury populacji wyjściowej w 2015 r. tak, by wynosiła ona 37,022 mln osób i uwzględniała ubytki ludności na skutek długotrwałej emigracji w każdej grupie wieku i płci;
- historycznych wartości *TFR* w latach 1980—2015 tak, by odpowiadały one natężeniu rozrodczości w populacji rezydującej;
- wielkości prognozowanych strumieni migracyjnych na wielkości wynikające z modelu ekonometrycznego przedstawionego w niniejszym artykule;
- horyzontu czasowego prognozy — skróceniu do 2060 r.

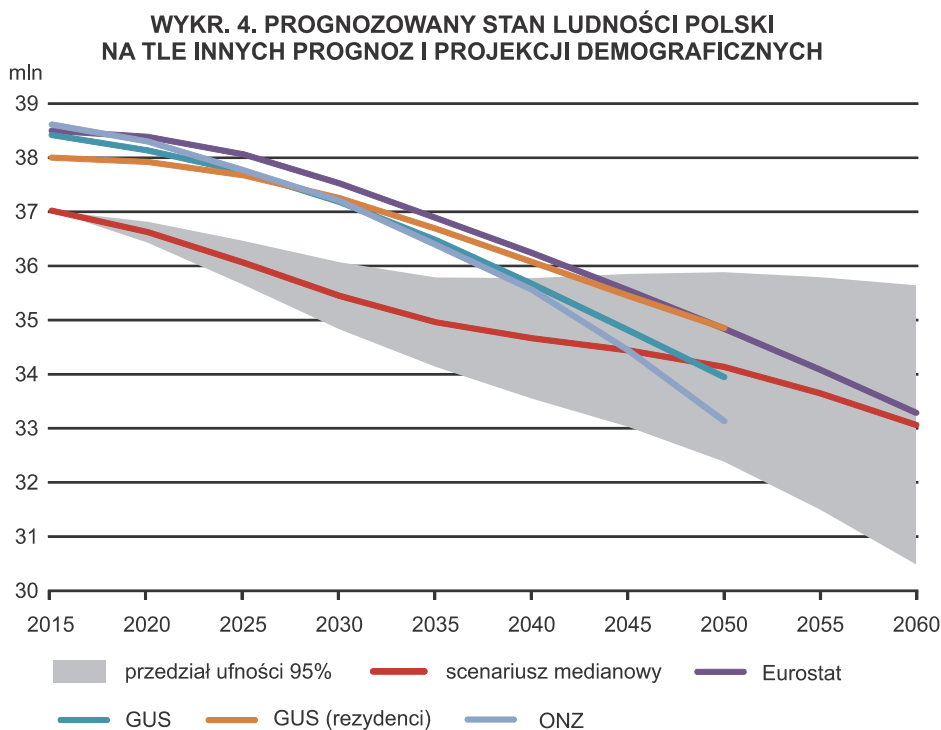
W wyniku tych modyfikacji uzyskano prognozę znacząco różną zarówno od prognozy ONZ, jak i od pozostałych powszechnie dostępnych prognoz (GUS, Eurostat). Tak jak w innych prognozach przewiduje się, że depopulacja Polski będzie się pogłębiać; można oczekiwać, że do roku 2060 liczba ludności Polski zmniejszy się o ok. 4 mln osób (10,8%). Niemniej jednak tempo zmian wielkości populacji będzie wolniejsze i zmienne w czasie, a zmniejszenie się stanu populacji będzie nie tak duże, jak zapowiadane w innych projekcjach (wykr. 4, tabl. 3). Bardziej optymistyczne spojrzenie na współczynniki płodności wynika z zastosowania innej kategorii populacji, zaś rezultaty modelowania ekonometrycznego wskazują dodatkowo na bardziej optymistyczny rozwój przepływów migracyjnych. Ponadto część ubytku ludności uwzględniono w punkcie wyjścia prognozy.

Warto zwrócić uwagę na niepewność wyniku prognozy dotyczącego stanu populacji. U schyłku horyzontu czasowego prognozy granice 95-procentowego przedziału ufności dzieli wartość ok. 5,1 mln, stanowiąca ok. 15,2% prognozowanej mediany (tabl. 3)¹³. Kres górny i dolny tak określonego przedziału ufności

¹² Wykorzystano autorskie pakiety: bayesPOP, bayesTFR, bayesLife, bayesDem i wpp2015 (Sevcikova, Raftery i Gerland, 2013).

¹³ Nie uwzględniono niepewności komponentu migracyjnego, który modelowano deterministycznie.

można nazwać *wysokim* i *niskim* scenariuszem prognozy, a wykorzystanie jako scenariuszy konkretnych kwantyli rozkładu pozwala precyzyjnie opisać prawdopodobieństwo realizacji poszczególnych wariantów. Widać też, że podstawowe scenariusze innych prognoz nie mieszczą się w zakresie realizacji, które z punktu widzenia niniejszej prognozy mogłyby być uznane za realistyczne aż do momentu, gdy przedział ufności nie staje się bardzo szeroki (ok. 2045 r. — wykr. 4).



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2017); GUS (2014, 2016); UN (2015).

TABL. 3. WYBRANE WYNIKI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI (statystyki pozycyjne rozkładów *a posteriori*) NA TLE INNYCH PROGNOZ I PROJEKCJI

Lata	Prognoza autorska			GUS		ONZ (mediana)	Eurostat
	kwantyl 0,025	mediana	kwantyl 0,975	rezydenci			
Wielkość populacji w tys.							
2015	37022	37022	37022	38419	38001	38612	38006
2050	31994	34137	36151	33951	34856	33136	34373
2060	29653	33080	36483	—	—	30827	32848
Odsetek osób 80+							
2015	3,9	3,9	3,9	4,1	4,1	4,0	4,0
2050	9,7	9,9	10,7	10,4	10,3	9,7	10,1
2060	10,8	11,9	13,3	—	—	12,6	12,6

TABL. 3. WYBRANE WYNIKI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI (statystyki pozycyjne rozkładów *a posteriori*) NA TLE INNYCH PROGNOZ I PROJEKCJI (dok.)

L a t a	Prognoza autorska			GUS		ONZ (mediana)	Eurostat
	kwantyl 0,025	mediana	kwantyl 0,975	rezydenci			
OADR							
2015	22,9	22,9	22,9	22,8	22,2	22,3	22,2
2050	48,8	51,4	54,2	59,2	56,4	55,8	54,6
2060	52,1	57,5	64,2	—	—	67,2	64,8
TFR							
2015	1,43	1,43	1,43	1,24	1,27	1,37	1,32
2050	1,24	1,71	2,07	1,52	1,55	1,56	1,65
2060	1,25	1,75	2,14	—	—	1,63	1,68
e_0							
2015	81,1	81,1	81,1	81,1	81,1	81,1	81,2
2050	81,7	85,3	88,8	88,4	88,4	85,3	87,0
2060	81,9	86,4	90,4	—	—	86,4	88,3

Ź r ó d ł o: opracowanie własne z wykorzystaniem: Eurostat (2017); GUS (2014, 2016); UN (2015).

Fakt, że — jak wskazuje prognoza autorska — stan populacji jest obecnie i będzie w przyszłości niższy, niż wskazują na to oficjalne statystyki i prognozy, może mieć fundamentalne znaczenie dla możliwości realizacji polityki społeczno-ekonomicznej. Nie zmienia tego obserwacja, że choć prognozowany w niniejszym opracowaniu stan populacji jest niższy, to jednak struktura wiekowa może być bardziej korzystna, niż by to wynikało z innych prognoz. Przewiduje się, tak jak w przypadku innych prognoz, że znacząco wzrośnie w populacji udział osób starszych (w 2060 r. osoby w wieku 80 lat i więcej będą stanowiły 11,9% ludności, podczas gdy obecnie jest to ok. 3,9%). Z kolei współczynnik *OADR* (22,9 w 2015 r.) wzrośnie ponaddwukrotnie, już w 2050 r. osiągając wartość 51,4 (z 95-procentowym przedziałem ufności pomiędzy 48,8 a 54,2). Będzie ona jednak mniejsza niż wartości wynikające z innych przewidywań — *OADR* w 2050 r. ma według GUS wynieść 59,2 lub 56,4 (w zależności od tego, czy odnosi się do populacji faktycznie zamieszkałej, czy rezydującej — GUS, 2014, 2016), zaś według Eurostatu — 54,6 (Eurostat, 2017). Również tutaj widać wpływ bardziej optymistycznych przewidywań dotyczących płodności i migracji. Warto jednak podkreślić, że w przypadku tych drugich zwiększony napływ osób w wieku produkcyjnym przełoży się na wzrost liczby osób w wieku poprodukcyjnym kilkadziesiąt lat po migracji, a więc obserwowany efekt odmładzający zostanie w długim okresie złagodzony.

Jeden z najbardziej wyrazistych wyników omawianej prognozy mówi o strukturze populacji ze względu na obywatelstwo. Konsekwencją założeń przyjętych na podstawie ekonometrycznych modeli strumieni migracyjnych jest stopniowy wzrost udziału cudzoziemców w populacji rezydującej, który u schyłku horyzontu czasowego prognozy dla scenariusza medianowego osiągnie wartość ok. 14% ogółu ludności (wliczając w to przedstawicieli drugiego pokolenia, ale bez uwzględnienia możliwej naturalizacji części przybyszów). Oznacza to, że ze

względem na udział cudzoziemców w populacji Polska z kraju niemal homogenicznego etnicznie, jakim była w 2015 r., stanie się w perspektywie roku 2060 krajem podobnym pod tym względem do dzisiejszej Holandii, Francji, Wielkiej Brytanii czy Niemiec. Wynik ten wybija się na tle innych prognoz, które w ogóle nie podejmują tematu narodowości migrantów; jednocześnie wskazuje na potencjalnie niezmiernie istotne konsekwencje społeczne procesów demograficznych.

DYSKUSJA WYNIKÓW

Przyszłe stan i struktura populacji w omawianej prognozie obarczone są relatywnie wysoką niepewnością, ale liczba ludności Polski w 2060 r. z prawdopodobieństwem 95% będzie się zawierać w przedziale 30,4—35,6 mln, przy scenariuszu medianowym 33,080 mln¹⁴. Oznacza to, że odwrócenie obserwowanych obecnie i prognozowanych (również przez innych autorów) trendów depopulacyjnych jest wysoce nieprawdopodobne. W najbliższych dekadach należy się spodziewać dalszego wzrostu *TFR* (do wartości ok. 1,75 u schyłku prognozowanego okresu), jednak tempo zmian tego współczynnika będzie coraz wolniejsze. Przewiduje się kontynuację wydłużenia się przeciętnego dalszego trwania życia kobiet; wartość e_0 z każdym kolejnym rokiem ma się zwiększać o ok. 1¼ miesiąca. Jest to tempo niższe od dotychczas obserwowanego w Polsce i od prognozowanego przez Oeppena i Vaupela dla krajów przodujących pod względem długości trwania życia (Oeppen i Vaupel, 2002).

W najbliższych dekadach, z uwagi m.in. na spodziewany długookresowy wzrost PKB *per capita* i dodatnie tempo wzrostu PKB, przewidywany jest wzrost skali długookresowej imigracji do Polski i spadek skali długookresowej emigracji z Polski. Na przełomie lat 20. i 30. XXI w. Polska przeobrazi się w kraj o stałym dodatnim bilansie migracji zagranicznych, a apogeum napływu netto przypadnie na przełom lat 30. i 40. XXI w., kiedy to saldo migracji zagranicznych będzie wynosiło średnio ok. 100 tys. osób rocznie. Wpłynie to istotnie zarówno na liczebność, jak i strukturę wiekową populacji, ale należy się spodziewać również konsekwencji społecznych, wynikających ze zmiany populacji homogenicznej etnicznie w populację zróżnicowaną. Aspekt ten jest nieobecny w innych dostępnych prognozach ludności dla Polski, co sprawia, że omawiana prognoza ma unikalny charakter.

Skonstruowano ją na podstawie instrumentarium zaprojektowanego przez statystyków ONZ i w zakresie prognozowania umieralności jest tożsama z prognozą ONZ. Także model przewidujący płodność zaczerpnięto z tej prognozy. Omawiana analiza wyróżnia się natomiast tym, że z uwagi na modyfikacje danych historycznych dotyczących *TFR* za lata 1980—2015, tak by zdarzenia de-

¹⁴ Bez uwzględnienia niepewności związanej z procesami migracyjnymi.

mograficzne (urodzenia) były standaryzowane wielkościami odpowiadającymi definicji populacji rezydującej, znacząco zmieniły się prawdopodobne trajektorie dla tego współczynnika w przyszłości. Jak już podkreślano, zupełnie odmienne podejście przyjęto w przypadku przewidywania strumieni migracyjnych — w prognozie ONZ z 2015 r. we wszystkich krajach migracje netto mają maleć do 0 w perspektywie roku 2100¹⁵.

Przedstawiona tu prognoza jest więc udoskonaleniem prognozy ONZ dla Polski, z daleko bardziej zniuansowanym podejściem do przewidywania strumieni migracyjnych. Po pierwsze, prognozuje się cztery odrębne strumienie przepływów; po drugie, dla każdego z nich szacuje się model ekonometryczny, w którym zależności determinowane są przede wszystkim zmiennymi demograficznymi i ekonomicznymi. Niemniej jednak uzyskane w wyniku modelowania przyszłe wielkości przepływów migracyjnych są, podobnie jak w oryginalnej prognozie ONZ, scenariuszami deterministycznymi i nie pozwalają na kwantyfikację niepewności (co jest podstawową zaletą głównych komponentów prognozy ONZ). Oznacza to, że entropia przewidywanych tu rozkładów przyszłych stanów populacji czy miar jej struktury (takich jak *OADR* czy odsetek populacji w wieku 80 lat i więcej) jest niedoszacowana.

Trudno ocenić skalę tego niedoszacowania. Bijak i Wiśniowski (2010) przekonują, że migracje są w zasadzie nieprzewidywalne w długim okresie (sugerując 10-letni horyzont czasowy jako ten, dla którego możliwa jest wiarygodna prognoza). Ich analizy opierają się jednak na innych źródłach — rejestrowych, w przypadku których można mieć poważne wątpliwości, czy właściwie mierzą strumienie przepływów¹⁶. Niedokładność danych mogłaby częściowo uzasadniać obserwowaną przez autorów niestacjonarność szeregów czasowych.

Nieco bardziej optymistyczne wnioski co do możliwości przewidywania strumieni migracyjnych płyną z badań Azose i Raftery'ego, którzy podejmują próbę prognozowania migracji netto dla wybranych krajów z wykorzystaniem hierarchicznych modeli bayesowskich (Azose i Raftery, 2015). Okazuje się, że w długim okresie migracje netto nie wykazują się niestacjonarnością, a relatywnie wysoka niepewność cechuje jedynie wartości prognozowane w pierwszych kilku okresach.

Zauważyć należy, że w przypadku przedstawionego tu podejścia dodatkowym źródłem niepewności, nieobecny w dotychczasowych analizach przyszłych migracji (Bijak, 2005; Bijak i Wiśniowski, 2010; Azose i Raftery, 2015), są wykorzystane prognozy gospodarcze, mówiące o przyszłych wartościach tempa wzrostu PKB, PKB *per capita* oraz poziomie bezrobocia. Uwzględnienie tego czynnika wykracza jednak daleko poza obszar prognoz demograficznych i wy-

¹⁵ Zarówno w omawianej prognozie, jak i w prognozie ONZ scenariusze migracyjne, w odróżnieniu od tych opracowanych dla płodności i umieralności, są deterministyczne i nie uwzględniają niepewności.

¹⁶ W przypadku Polski z pewnością nie oddają nawet właściwej skali.

magaloby dysponowania bayesowską prognozą tych wielkości (co nie jest przedmiotem niniejszej analizy demograficznej).

Warto również zaznaczyć, że proponowana tu metoda prognozowania migracji nie uwzględnia informacji o krajach docelowych emigracji ani, co pewnie istotniejsze, krajów pochodzenia imigrantów. W obliczu przewidywanej rosnącej skali napływu cudzoziemców pytanie o jego źródła jest oczywiście zasadne. Statystyki mówiące o długookresowym napływie ludności, wykorzystane do przygotowania niniejszej prognozy, nie pozwalają na przewidywania w tej mierze z uwagi na brak odpowiednich rozkładów. Co za tym idzie, do stawiania jakichkolwiek hipotez w tym zakresie konieczne jest posiłkowanie się innymi źródłami danych. Najnowsze statystyki Urzędu do Spraw Cudzoziemców (UdSC) potwierdzają trend rosnący w liczbie składanych wniosków o zezwolenie na pobyt czasowy lub stały; w pierwszych trzech kwartałach 2017 r. złożyło je ok. 137 tys. cudzoziemców (o 1/3 więcej niż w analogicznym okresie 2016 r. i o ponad 3/4 więcej niż w analogicznym okresie 2015 r.). Wnioskodawcami w większości byli obywatele Ukrainy (65%), a poza tym obywatele Białorusi, Indii (wzrost o 104% w stosunku do poprzedniego roku), Wietnamu i Chin¹⁷. Sugeruje to dwa najbardziej naturalne kierunki przewidywanego napływu: z Europy Wschodniej, w szczególności Ukrainy, oraz z wysoko zaludnionych krajów azjatyckich. Można przypuszczać, że w początkowym okresie horyzontu czasowego prognozy bardziej popularny będzie pierwszy ze wskazanych regionów wysyłających, z uwagi na ułatwienia w dostępie do rynku pracy (możliwość uzyskania zatrudnienia w ramach tzw. procedury uproszczonej), bliskość geograficzną i wysoki udział cudzoziemców z tego obszaru wśród ogółu cudzoziemców w Polsce. W obliczu przewidywanego intensywnego starzenia się populacji Ukrainy i co za tym idzie, wyczerpywania się jej potencjału migracyjnego (UN, 2015), ten kierunek jednak będzie stawał się coraz mniej popularny, a przewagą liczebną mogą zyskać imigranci z Chin, Indii i Wietnamu.

Podsumowanie

Przedstawiona tu prognoza na tle innych dostępnych prognoz i projekcji ludności jest atrakcyjna ze względu na trzy aspekty. Po pierwsze, dzięki kwantyfikacji części niepewności wynikającej z przyszłego przebiegu procesów umieralności i płodności umożliwiono jej użytkownikom daleko bardziej pogłębioną interpretację i wykorzystanie dla celów m.in. kształtowania narzędzi polityki ludnościowej czy formułowania przewidywań dotyczących zjawisk społecznych i gospodarczych. Po drugie, położono nacisk na osadzenie założeń w teorii demografii. W przypadku umieralności są to teoria przejścia demograficznego i najnowsze ustalenia badaczy długowieczności (*longevity*), w przypadku płod-

¹⁷ Dane liczbowe UdSC dotyczące postępowań prowadzonych wobec cudzoziemców (<https://udsc.gov.pl/statystyki>).

ności — również koncepcja drugiego przejścia demograficznego, a w przypadku migracji — hipoteza przejścia mobilności i przejścia migracyjnego. Jest to niewątpliwa zaleta prezentowanego podejścia, ponieważ ogranicza zakres spekulacji, jakie zazwyczaj towarzyszą formułowaniu eksperckich sądów na temat przyszłych wartości e_0 , TFR czy salda migracji. Wreszcie, po trzecie, przy formułowaniu założeń dla wartości TFR , e_0 i migracji korzystano w możliwie najbardziej zaawansowany sposób z narzędzi statystycznych (hierarchicznych modeli bayesowskich i dynamicznych modeli dla danych panelowych). To dodatkowo ograniczyło komponent subiektywnych interpretacji eksperckich.

dr Marta Anacka, dr Anna Janicka — *Uniwersytet Warszawski*

LITERATURA

- Alkema, L., Gerland, P., Raftery, A., Wilmoth, J. (2015). The United Nations Probabilistic Population Projections: An Introduction to Demographic Forecasting with Uncertainty. *Foresight: The International Journal of Applied Forecasting*, (37), 19—24.
- Anacka, M. (2015). Nazywam się Milijon... czy wielka improwizacja? *Biuletyn Migracyjny — Dodatek Specjalny*, (52), 1.
- Anacka, M. (2018). Przyszłość demograficzna Polski. Dlaczego potrzebne są nam nowe prognozy. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 314—333). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Anacka, M., Okólski, M. (2014). Migracja z Polski po akcesji do Unii Europejskiej. W: M. Lesińska, M. Okólski, K. Slany, B. Solga (red.), *Dekada członkostwa w UE. Społeczne skutki emigracji Polaków po 2004 roku* (s. 45—70). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Arango, J. (2012). Early starters and latecomers. Comparing countries of immigration and immigration regimes in Europe. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications* (s. 45—64). Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277—297.
- Azose, J., Raftery, A. (2015). Bayesian Probabilistic Projection of International Migration. *Demography*, 52(5), 1627—1650.
- Bijak, J. (2005). Bayesian Methods in International Migration Forecasting. CEFMR Working Papers 6/2005. Pobrane z: http://www.cefmr.pan.pl/docs/cefmr_wp_2005-06.pdf.
- Bijak, J. (2011). *Forecasting international migration in Europe: A Bayesian view*. Dordrecht-Heidelberg-London-New York: Springer.
- Bijak, J., Wiśniowski, A. (2010). Bayesian forecasting of immigration to selected European countries by using expert knowledge. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*. 173(4), 775—796.
- Bonifazi, C. (2008). Evolution of regional patterns of international migration in Europe. W: C. Bonifazi, M. Okólski, J. Schoorl, P. Simon (red.), *International migration in Europe. New trends and new methods of analysis* 107—128. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Chesnais, J. C. (1986). *La transtion demographique: Etapes, forms, implications economiques*. Paris: Presses Universitaires de France.

- Eurostat. (2017). Population projection at national level (2015—2080). Pobrane z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- Fassmann, H., Reeger, U. (2012). 'Old' immigration countries in Europe. The concept and empirical examples. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications*, 65—90. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Fihel, A. (2018). Przejście struktury wieku. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 109—131). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., Rubin, D. B. (2014). *Bayesian data analysis*. Boca Raton, FL: CRC press.
- Gołata, E. (2012). Spis ludności i prawda. *Studia Demograficzne*, 161(1), 23—55.
- GUS. (2003). *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2012). *Wyniki Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011. Podstawowe informacje o sytuacji demograficzno-społecznej ludności Polski oraz zasobach mieszkaniowych. Opracowanie przygotowane na Kongres Demograficzny w dniach 22—23 marca 2012 r.* Pobrane z: http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/lu_nps2011_wyniki_nsp2011_22032012.pdf.
- GUS. (2013). *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004—2013*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2014). *Prognoza ludności na lata 2014—2050*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2016). *Prognoza ludności rezydującej dla Polski na lata 2015—2050*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017a). *Rocznik Demograficzny 2017*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017b). *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004—2016*. Pobrane z: https://stat.gov.pl/download/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5471/2/10/1/informacja_o_rozmiarach_i_kierunkach_emigracji_z_polski_w_latach_20042016.pdf.
- Janicka, A., Anacka, M. (2018). Starzenie się populacji w warunkach dopetniającego się przejścia migracyjnego. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 334—354). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Kaczmarczyk, P., Okólski, M. (2008). Demographic and labour-market impacts of migration on Poland. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3), 599—624.
- Komisja Europejska. (2015). The 2015 Ageing Report. Economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (2013—2060), *European Economy*, (3). Pobrane z: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2015/pdf/ee3_en.pdf.
- Oeppen, J., Vaupel, J. (2002). Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), 1029—1031.
- Okólski, M. (2012). Transition from emigration to immigration. Is it the destiny of modern European countries?. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications* (s. 23—44). Amsterdam: Amsterdam University Press.
- UN. (2015). *World Population Prospects: The 2015 Revision. Key findings & advance tables*. New York: United Nations.
- Sakson, B. (2002). *Wpływ „niewidzialnych” migracji zagranicznych lat osiemdziesiątych na struktury demograficzne Polski*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Sevcikova, H., Raftery, A., Gerland, P. (2013). *Bayesian Probabilistic Population Projections: Do It Yourself*. Pobrane z: https://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/ge.11/2013/WP_13.2.pdf.
- Stoła, D. (2010). *Kraj bez wyjścia? Migracje z Polski 1949—1989*. Warszawa: Instytut Pamięci Narodowej, Instytut Studiów Politycznych PAN.
- Śleszyński, P. (2012). „Faktyczne” dane rzeczywiste, czyli o NSP 2011. *Biuletyn Migracyjny*, (37), 2.

- Śleszyński, P. (2015). Komentarz do wyników GUS na temat ludności rezydującej. *Biuletyn Migracyjny — Dodatek Specjalny*, (52), 2—4.
- Zelinsky, W. (1971). The hypothesis of the mobility transition. *Geographical Review*, 61(2), 219—249.

Summary. *The aim of this article is to present the results of a population forecast for Poland for the years 2015—2060, based on an econometric model of migration flows. This approach differs from existing forecasts and projections in three significant ways: the projected population are residents, the four migration flows (i.e. inflow and outflow divided into foreigners and Polish citizens) are estimated with econometric tools and the uncertainty of the obtained estimates is taken into account (in a formal manner).*

The results obtained indicate consistency of the applied econometric models of migration flows with theories of migration. Immigration to Poland is expected to intensify during the next four decades. Depopulation as well as ageing are expected nevertheless, although the pace of these two phenomena will be slower than predicted in other demographic analyses.

Keywords: population forecasting, migration forecasting, Bayesian models, ageing, depopulation.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Janusz ROSIEK

Wykorzystanie metody obwiedni danych w analizie zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego krajów UE¹

Streszczenie. *Jednym z kluczowych wyzwań, przed jakimi stoją obecnie kraje Unii Europejskiej (UE), jest zapewnienie zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego. Artykuł ma na celu przedstawienie wyników badania efektywności nakładów ponoszonych przez kraje UE na zrównoważony rozwój oraz ich efektów, z uwzględnieniem średniego trzyletniego okresu opóźnienia pomiędzy nakładami a efektami prowadzonej polityki. W analizie wykorzystano metodę obwiedni danych (Data Envelopment Analysis — DEA). Jako przybliżony miernik stopnia zrównoważenia rozwoju przyjęto wskaźnik efektywności DEA. Przemawiał za tym fakt skonstruowania go na podstawie wartości nakładów oraz efektów, kluczowych dla oceny i porównania stopnia zrównoważonego rozwoju. Badaniem objęto 28 krajów UE; przeprowadzono je na podstawie danych Eurostatu za lata 2011—2013 (nakłady) i 2014—2016 (efekty).*

Generalnie można stwierdzić, że wszystkie analizowane kraje charakteryzowały się wysokimi wartościami wskaźnika zrównoważonego rozwoju, co świadczy o dużej skuteczności implementacji polityki zrównoważonego rozwoju UE. Zwraca jednak uwagę relatywnie niska pozycja w rankingu krajów uznawanych za najwyżej rozwinięte gospodarczo. Wyjaśnienie tego faktu wymaga przeprowadzenia dalszych, pogłębionych analiz o charakterze teoretyczno-empirycznym.

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. „Rozwój gospodarczy i przestrzenny Polski a realizacja polityki spójności”, która odbyła się 25 i 26 maja 2017 r. w Katowicach.

Słowa kluczowe: równoważenie rozwoju społeczno-gospodarczego, kraje UE, metoda obwiedni danych (DEA).

JEL: O11, Q01, Q58, I30

Kwestie równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego stanowią obecnie jedno z kluczowych wyzwań dla gospodarki światowej. Również Unia Europejska (UE) traktuje te problemy jako priorytetowe, uznając, że ich rozwiązanie przyczyni się do złagodzenia narastających napięć pomiędzy krajami członkowskimi. W ujęciu współczesnym zrównoważony rozwój obejmuje trzy ściśle ze sobą powiązane aspekty: ekonomiczny, społeczny oraz ekologiczny. Ogólne, a także szczegółowe cele zrównoważonego rozwoju oraz sposoby ich realizacji określają dokumenty strategiczne UE, w szczególności w strategii *Europa 2020*. Do monitorowania postępów w implementacji tych celów konieczna jest jednak nie tylko analiza publikowanych obecnie wskaźników, ale także przeprowadzanie badań efektywności ich realizacji.

Celem opracowania jest określenie efektywności prowadzonej przez kraje UE polityki wspierania rozwoju społeczno-gospodarczego, na tle innych determinant tego rozwoju. Przy pomocy metody DEA (Data Envelopment Analysis) podjęto próbę analizy efektywności nakładów ponoszonych przez kraje UE na zrównoważony rozwój oraz ich efektów. Badanie to przeprowadzono etapowo. W pierwszym etapie wyselekcjonowano zasadnicze zmienne po stronie nakładów (*inputs*) i efektów (*outputs*). Dokonano tego na podstawie dostępnej literatury, głównie opracowań Eurostatu dotyczących wskaźników równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego. Następnie przeprowadzono standaryzację wszystkich zmiennych (etap drugi), a w kolejnym etapie (trzecim) — ich agregację, która pozwoliła na stworzenie sześciu wskaźników kompozytowych obejmujących sfery: ekonomiczną, ekologiczną oraz społeczną. Do każdej ze sfer przypisano po jednym wskaźniku nakładu i efektu. W czwartym etapie przeprowadzono obliczenia w programie Max DEA, natomiast w piątym sformułowano wnioski oraz rekomendacje dla prowadzonej przez kraje UE polityki wspierania zrównoważonego rozwoju.

ZRÓWNOWAŻONY ROZWÓJ SPOŁECZNO-GOSPODARCZY — WYBRANE ASPEKTY TEORETYCZNE

Koncepcja zrównoważonego rozwoju pojawiła się w literaturze ekonomicznej w latach 60. XX w. — sformułowano ją w odpowiedzi na rosnące zaniepokojenie postępującą degradacją środowiska naturalnego. Zrównoważenie rozwoju społeczno-gospodarczego stało się wspólnym celem politycznym. W roku 1960 powstała Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (Organisation of

Economic Cooperation and Development — OECD), której zadaniem jest wspieranie polityki służącej osiągnięciu zrównoważonego rozwoju gospodarczego w krajach UE. Stanowi on podstawę do stymulowania zatrudnienia i poprawy standardu życia (McKenzie, 2004).

W 1987 r. Światowa Komisja ds. Ochrony Środowiska i Rozwoju (the World Commission on Environment and Development — WCED) starała się rozwiązać problem konfliktu pomiędzy celami w zakresie ochrony środowiska i rozwoju poprzez sformułowanie definicji określającej zrównoważony rozwój jako *rozwój zaspokajający potrzeby obecnych pokoleń bez ograniczania zdolności przyszłych pokoleń do zaspokajania swoich potrzeb* (WCED, 1987). W dalszych dyskusjach związanych z tą koncepcją (np.: Holmberg, 1992; Reed, 1997; Harris, Wise, Gallagher i Goodwin, 2001) wyszczególniono i scharakteryzowano trzy zasadnicze aspekty zrównoważonego rozwoju:

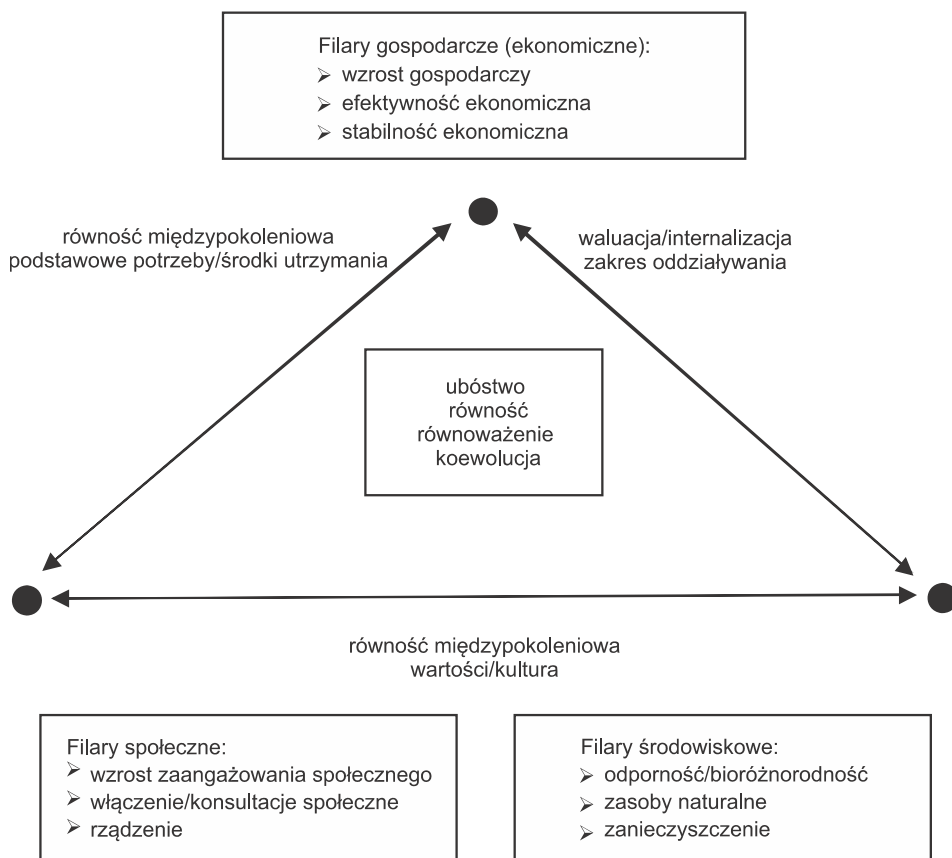
- ekonomiczny — system zrównoważony pod względem ekonomicznym musi być zdolny do wytwarzania dóbr i usług w sposób ciągły, w celu utrzymania możliwości zarządzania na wszystkich poziomach decyzyjnych, w tym zarządzania zadłużeniem zewnętrznym, a także do zapobiegania pojawianiu się nierównowagi sektorowej;
- środowiskowy — system zrównoważony z ekologicznego punktu widzenia powinien być zdolny do podtrzymywania stabilnej bazy surowcowej, przy jednoczesnym unikaniu nadmiernej eksploatacji zasobów odnawialnych czy też funkcji tzw. zlewozmywaka środowiskowego, oraz do zapobiegania wyczerpywaniu zasobów nieodnawialnych. System ten powinien być oparty na bioróżnorodności, stabilności atmosferycznej oraz innych funkcjach ekosystemu;
- społeczny — system stabilny społecznie powinien zapewniać rzetelność w zakresie: dystrybucji i stwarzanych możliwości, odpowiednich regulacji, równości płci, a także politycznej odpowiedzialności i partycypacji (Harris, 2003, s. 1).

Uwzględniając perspektywę ekonomiczną, środowiskową oraz społeczną można zidentyfikować kilka kluczowych zagadnień, które mają zasadnicze znaczenie dla konstrukcji nowego paradygmatu rozwoju społeczno-gospodarczego opartego na trzech podstawowych filarach (Harris, 2003, s. 2):

- zrównoważony rozwój gospodarczy wymaga podtrzymywania i rozszerzania różnych rodzajów kapitału umożliwiających rozwijanie produkcji. W szczególności chodzi o kapitał: produkcyjny, naturalny, ludzki oraz społeczny. Pomędzy tymi rodzajami kapitału możliwy jest pewien stopień substytucyjności, ale w szerokim znaczeniu należy je uznać za komplementarne;
- ochrona ekosystemów i zasobów naturalnych odgrywa kluczową rolę w procesie równoważenia produkcji oraz zapewniania równości międzypokoleniowej. Z perspektywy ekologicznej popyt na kapitał ludzki, jak również na zasoby produkcyjne i naturalne powinien być ograniczony ilościowo, natomiast integralność ekosystemów oraz dywersyfikacja gatunków muszą być podtrzymywane. Jednak funkcjonowanie mechanizmów rynkowych często nie jest

- w stanie zapewnić w pełni efektywnej ochrony kapitału naturalnego, ale prowadzi raczej do jego wyczerpywania oraz degradacji;
- równość społeczna, w której kluczową rolę odgrywa zaspokajanie podstawowych potrzeb społecznych oraz partycypacja demokratyczna; te elementy również są związane ze stabilnością środowiska naturalnego.
- Trzy zasadnicze aspekty zrównoważonego rozwoju (ekonomiczny, ekologiczny i społeczny) zaprezentowano na schemacie.

SCHEMAT WPŁYWU PODSTAWOWYCH ASPEKTÓW — EKONOMICZNEGO, EKOLOGICZNEGO I SPOŁECZNEGO — NA ZRÓWNOWAŻENIE ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO ORAZ ICH WZAJEMNE POWIĄZANIA



Źródło: Munasinghe (1992, 1994).

W literaturze przedmiotu coraz częściej pojawia się szersze ujęcie koncepcji zrównoważonego rozwoju. W sposób najbardziej ogólny można go zdefiniować

następująco: *zrównoważony rozwój to ład zintegrowany, obejmujący elementy ładu: ekologicznego (wdrażanego w ramach polityki ekologicznej), przestrzennego (budowanego w ramach polityki przestrzennej), ekonomicznego (osiągającego w drodze realizacji polityki rozwoju gospodarczego), społecznego (realizowanego przez wdrażanie polityki społecznej) oraz instytucjonalnego (polegającego na tworzeniu odpowiedniego wsparcia politycznego i prawnego)* (Burchard-Dziubińska i Drzazga, 2014).

W swoim opracowaniu Harris (2003, s. 6 i 7) stwierdza, że przedstawione powyżej współzależności stanowią nowe wytyczne dla procesów rozwojowych, ale wymagają także dostosowania do celów rozwojowych. Wzrost gospodarczy jest w pewnej formie niezbędny dla państw znajdujących się na niskim poziomie rozwoju, jednakże musi być przedmiotem globalnych ograniczeń i nie powinien stanowić zasadniczego celu dla krajów wysoko rozwiniętych (np. Daly, 1996).

KLUCZOWE WYZWANIA RÓWNOWAŻENIA ROZWOJU KRAJÓW UE

W dokumentach UE dotyczących wskaźników zrównoważonego rozwoju często kładzie się nacisk na konieczność poszerzenia prowadzonych badań w zakresie międzywymiarowego znaczenia poszczególnych filarów (np.: Commission of the European Communities, 2004 r. *EU Member State Experiences with Sustainable Development Indicators* i z 2005 r. *Communication to the Spring European Council. Working together for growth and jobs. A new start for the Lisbon Strategy, COM(2005) 24*) oraz Eurostatu — z 2007 r. *Measuring Progress Towards a More Sustainable Europe: 2007 Monitoring Report of the EU Sustainable Development Strategy* (Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities). Przegląd głównych wskaźników zrównoważonego rozwoju pokazuje, że pewne powiązania w tym zakresie zostały uwzględnione, ale ich analiza wciąż pozostaje zbyt słabo rozwinięta (np.: UNCSO, 1996; UNDESA, 2001, 2007; Eurostat, 2005).

Celem polityki społecznej UE jest wspieranie zatrudnienia, poprawa warunków życia i pracy, zapewnienie odpowiedniego poziomu ochrony socjalnej, a także rozwijanie narzędzi do walki z wykluczeniem społecznym.

Wiele traktatów unijnych zawiera odniesienia do polityki społecznej. Pierwszy przełom w europejskiej polityce społecznej miał miejsce w roku 2000, kiedy strategia lizbońska oraz strategia włączenia społecznego UE (the EU Social Inclusion Strategy) przyjęły cel wywierania decyzyjnego wpływu na likwidację ubóstwa oraz ustalenia otwartej metody koordynacji (the Open Method of Coordination)².

² http://www.welfare.ie/en/Pages/EU-Social-Inclusion-Policy_holder.aspx.

Z kolei traktat z Lizbony zmieniający traktat o Unii Europejskiej i traktat ustanawiający Wspólnotę Europejską, podpisany w Lizbonie 13 grudnia 2007 r., zawiera tzw. klauzulę społeczną, zgodnie z którą kwestie społeczne dotyczące wspierania wysokiego poziomu zatrudnienia, zapewnienia odpowiedniej ochrony socjalnej czy walki z wykluczeniem społecznym itp. muszą być uwzględniane zarówno przy definiowaniu, jak i przy implementacji polityki. Kwestie społeczne zostały również mocno podkreślone w strategii *Europa 2020*³ poprzez jeden ze sztandarowych celów — likwidację ubóstwa. Rozwój i koordynacja polityki społecznej na poziomie UE wspierane są również poprzez program Progress i jego subprogram pt. Wzajemna ocena w zakresie ochrony socjalnej i włączenia społecznego (the Peer Review in Social Protection and Social Inclusion).

ISTOTA METODY DEA

DEA⁴ to metoda badania efektywności, opracowana w 1978 r. przez Charnesa (Charnes, Cooper i Rhodes, 1978). Stanowi nowe podejście do oceny efektywności podmiotów gospodarujących, czyli tzw. jednostek decyzyjnych (Decision Making Unit — DMU). Autorzy wykorzystali koncepcję produktywności zdefiniowanej jako iloraz pojedynczego nakładu i pojedynczego efektu, a następnie zastosowali ją do przypadku wielowymiarowego, w którym mamy do czynienia z więcej niż jednym nakładem i więcej niż jednym efektem (Kozuń-Cieślak, 2010). Wykorzystali technikę programowania liniowego do estymacji tzw. efektywności technicznej. Stworzyli również pierwszy model DEA, znany w literaturze jako CCR (od inicjałów nazwisk jego autorów: Charnes, Cooper i Rhodes). Model ten został skonstruowany na podstawie miary efektywności przedstawionej przez M. J. Farrella i oparty na koncepcji analizy działalności rozwiniętej przez T. Koopmansa i G. Debreu (Cooper, Seiford, Tone i Zhu, 2005). Oryginalne sformułowania większości modeli DEA w sposób jawny w funkcji celu oraz w warunkach ograniczających uwzględniają tzw. luzy, czyli nadwyżki nakładów oraz niedobory rezultatów. Warunki ograniczające stają się wtedy równaniami i, przez analogię do zadań decyzyjnych, tego rodzaju model DEA można nazywać modelem w postaci kanonicznej. W alternatywnym ujęciu luzy nakładów nie są uwzględniane w funkcji celu oraz w warunkach ograniczających, które w tym wypadku przyjmują postać słabych nierówności. To standardowa postać DEA. Wersja bez uwzględniania luzów (standardowa) jest prostsza pojęciowo oraz wygodniejsza (Guzik, 2009, s. 59) i z tego powodu została zastosowana w tym

³ Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu. Komunikat Komisji: KOM(2010) 2020 (wersja ostateczna) — http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/1_PL_ACT_part1_v1.pdf.

⁴ W polskiej literaturze nazywana najczęściej metodą granicznej analizy danych lub obwiedni danych.

opracowaniu. Model DEA może występować jako ukierunkowany na nakłady (dokonywana jest wtedy minimalizacja nakładów przy dolnym ograniczeniu wielkości rezultatów) lub jako ukierunkowany na rezultaty (maksymalizacja rezultatów przy górnym ograniczeniu wielkości nakładów). Czasem rozpatruje się modele bez wyraźnego sprofilowania. Ustalanie efektywności metodą CCR polega na rozwiązaniu dla każdego obiektu pewnego ściśle zdefiniowanego liniowego zadania decyzyjnego, w którym dokonuje się wyceny uzyskanych przez ten obiekt rezultatów i wykorzystanych przez niego nakładów, a także oblicza się wskaźnik ogólnej efektywności badanego obiektu. Wyceny rezultatów i nakładów w modelu CCR mają charakter pośredni. Bezpośrednio natomiast wyznacza się technologię optymalną dla ustalonego obiektu, przy której wskaźnik efektywności, będący porównaniem wyceny rezultatów do wyceny nakładów, jest najkorzystniejszy (Guzik, 2009, s. 60).

Przy interpretacji wyników uzyskanych przy wykorzystaniu metody CCR w ujęciu zorientowanym na nakłady kluczowe znaczenie ma wartość mnożnika nakładów/efektów (w zależności od orientacji modelu na nakłady bądź na efekty) obiektu o -tego. Określa on, jaką krotność faktycznych nakładów/efektów obiektu o -tego musiałaby wykorzystać technologia wspólna dla uzyskania faktycznych rezultatów obiektu o -tego. Przypadek $0 \leq g_i < 1$ oznacza, że optymalne nakłady technologii wspólnej niezbędne do uzyskania takich rezultatów, jakie obserwowano w badanym obiekcie, nie są większe od nakładów rzeczywiście poniesionych przez ten obiekt. Oznacza to, że w analizowanym obiekcie miała miejsce tzw. rozrzutność nakładów oraz że „inni mogli zrobić lepiej”. W konsekwencji obiekt ten nie jest w pełni efektywny, a stopień tej nieefektywności określa różnica $1 - g_i$. Jeśli natomiast $g_i = 1$, to optymalne nakłady potrzebne do uzyskania takich rezultatów, jakie wystąpiły w badanym obiekcie, są takie same jak rzeczywiste nakłady tego obiektu. Oznacza to, że „inni nie są lepsi”, a więc że badany obiekt jest w pełni efektywny (Guzik, 2009, s. 62). Analogiczne są interpretacje mnożnika w modelu CCR zorientowanym na efekty.

Każdy obiekt decyzyjny (DMU) zużywa określone ilości m różnych nakładów w celu wytworzenia s różnych efektów (rezultatów). W szczególności obiekt DMU_j zużywa ilość x_{ij} określonego nakładu, wytwarzając przy jego pomocy wielkość y_{rj} efektu (rezultatu) r .

Powiedzmy, że obiekty gospodarcze przekształcają nakłady X_1, X_2, \dots, X_N w rezultaty Y_1, Y_2, \dots, Y_N . Zadanie polega na określeniu tzw. technologicznej efektywności poszczególnych obiektów, czyli ich sprawności w przekształcaniu wiązki nakładów w wiązkę rezultatów.

Podejmując się określenia efektywności, należy ustalić:

- zbiór ocenianych obiektów O_1, \dots, O_j ;
- zestaw N nakładów, a także zestaw R rezultatów działalności, w sensie których oceniana będzie efektywność obiektów;

- wielkość poszczególnych rezultatów i nakładów w poszczególnych obiektach:

y_{rj} — wielkość rezultatu r -tego rodzaju ($r = 1, \dots, R$) w obiekcie j -tym ($j = 1, \dots, J$),

x_{nj} — wielkość nakładu n -tego rodzaju ($n = 1, \dots, N$) w obiekcie j -tym.

Zakłada się, że zbiór obiektów O zazwyczaj jest prawie jednorodny.

Model CCR zorientowany na nakłady można opisać przy pomocy następujących zależności:

$$g_i = \sum_{r=1}^R u_r y_{ri} \rightarrow \max$$

$$\sum_{p=1}^P v_p x_{pi} = 1$$

$$\sum_{r=1}^R u_r y_{ri} - \sum_{p=1}^P v_p x_{pi} \leq 0$$

$$u_r \geq 0$$

$$v_p \geq 0$$

Z kolei model CCR zorientowany na efekty opisują poniższe zależności:

$$g_i = \sum_{r=1}^R u_r y_{ri} \rightarrow \min$$

$$\sum_{p=1}^P v_p x_{pi} = 1$$

$$\sum_{r=1}^R u_r y_{ri} - \sum_{p=1}^P v_p x_{pi} \geq 0$$

$$u_r \geq 0$$

$$v_p \geq 0$$

gdzie:

g_i — efektywność obiektu i ($i = 1, \dots, n$),

u_r — wagi odpowiadające poszczególnym efektom ($r = 1, \dots, R$),

v_p — wagi odpowiadające poszczególnym efektom ($p = 1, \dots, P$).

Efektywność techniczna (*Technical Efficiency* — *TE*) odnosi się do produktywności nakładów (Sathye, 2001). Sprawność techniczna firmy jest porównawczą miarą tego, jak efektywnie przetwarza ona nakłady, aby osiągnąć efekty, w porównaniu z maksymalnym potencjałem, który reprezentowany jest przez granicę możliwości produkcyjnych (Barros i Mascarenhas, 2005). Miara efektywności technicznej obliczana przy założeniu stałych korzyści skali (*Constant Returns-to-Scale* — *CRS*) określana jest jako ogólna efektywność techniczna (*Overall Technical Efficiency* — *OTE*). Wskaźnik *OTE* pomaga określić nieefektywność wynikającą z doboru określonej konfiguracji nakładów i efektów oraz skali/wielkości przeprowadzanych operacji. W metodzie DEA miara *OTE* została rozłożona na dwa wzajemnie się wykluczające i nieaddytywne komponenty: czystą efektywność techniczną (*Pure Technical Efficiency* — *PTE*) i efektywność skali (*Scale Efficiency* — *SE*). Dekompozycja ta umożliwia identyfikację źródła nieefektywności. Miarę *PTE* uzyskuje się poprzez oszacowanie efektywnej granicy przy założeniu zmiennych korzyści skali. Jest to miara efektywności technicznej nieuwzględniająca korzyści skali i odzwierciedla jedynie efektywność zarządzania nakładami wykorzystywanymi w procesie produkcyjnym. Z tego powodu wskaźnik *PTE* wykorzystuje się do określania efektywności menedżerskiej (czyli w zakresie zarządzania). Podzielenie wskaźnika *OTE* przez wskaźnik *PTE* pozwala obliczyć współczynnik *SE* (Kumar i Gulati, 2008). W niniejszym opracowaniu wskaźniki te wykorzystano do oceny efektywności polityki w zakresie zrównoważonego rozwoju. W związku z tym dokonuje się modyfikacji ich interpretacji w taki sposób, aby dostosować ją do rozpatrywanej problematyki. Współczynnik *OTE* pokazuje całkowitą skalę nieefektywności danego kraju, która w przypadku przeprowadzonej w opracowaniu analizy może wynikać z dwóch przyczyn: (1) nieefektywności zarządzania wykorzystywanymi narzędziami polityki; w takiej sytuacji występuje brak czystej efektywności technicznej (*Pure Scale Efficiency* — *PSE*), bądź też z (2) nieodpowiedniej skali ich wykorzystywania; w takim przypadku mamy do czynienia z brakiem efektywności w rozumieniu nieefektywności skali (*SE*).

Współczynnik *SE* pokazuje skalę efektywności zarządzania narzędziami wykorzystywanymi w ramach polityki wspierania równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego. Oczywiście podzielenie wskaźnika *OTE* przez wskaźnik *PTE* pozwala obliczyć współczynnik *SE*.

ZASTOSOWANIE METODY DEA DO OKREŚLANIA ZRÓŻNICOWANIA W ZAKRESIE ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU POMIĘDZY KRAJAMI UE

W analizie wykorzystano dane pochodzące przede wszystkim z baz Eurostatu i OECD oraz innych baz, które posłużyły do utworzenia trzech indeksów agregatowych opisujących wielkość ponoszonych nakładów i efektów/rezultatów w trzech aspektach: ekonomicznym, społecznym i ekologicznym.

Indeks opisujący aspekt ekonomiczny zawiera następujące zmienne:

- 1) w odniesieniu do nakładów:
 - a) wielkość wydatków na działalność badawczo-rozwojową (B+R) w % PKB,
 - b) inwestycje sektorów instytucjonalnych w % PKB;
- 2) w odniesieniu do efektów/rezultatów:
 - a) PKB *per capita* (według parytetu siły nabywczej — PSN) w euro,
 - b) produktywność pracy w przeliczeniu na przepracowaną godzinę (indeks 2010=100).

Indeks charakteryzujący aspekt ekologiczny bazuje na następujących wskaźnikach:

- 1) w odniesieniu do nakładów:
 - a) indeks nakładów na ekoinnowacje, składający się z trzech subindeksów:
 - wydatki rządowe na ochronę środowiska i energetykę w % PKB⁵,
 - całkowity personel (wraz z badaczami) zatrudniony w sektorze B+R (we wszystkich sektorach gospodarki) w stosunku do ogółu zatrudnionych⁶,
 - całkowita wartość zielonych inwestycji znajdujących się w początkowej fazie (USD *per capita*, według kursu walutowego)⁷,
 - b) udział podatków ekologicznych w PKB w %⁸,
 - c) liczba organizacji zarejestrowanych w systemie Eco Management and Audit Scheme (EMAS) — w ujęciu absolutnym⁹,
 - d) liczba uzyskanych przez podmioty gospodarcze w danym roku licencji ekologicznych — w ujęciu absolutnym¹⁰;
- 2) w odniesieniu do efektów/rezultatów:
 - a) indeks efektów/rezultatów ekoinnowacji, składający się z trzech subindeksów:
 - liczba patentów związanych z ekoinnowacjami (w przeliczeniu na milion mieszkańców)¹¹,

⁵ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — tsc00007.

⁶ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — rd_p_perslf.

⁷ Dane z bazy Cleantech dostępne na stronie internetowej <http://measuring-progress.eu/total-value-green-early-stage-investments-usdcapita>.

⁸ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — env_ac_tax.

⁹ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — tsdpc410.

¹⁰ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — tsdpc420.

¹¹ Baza danych European Patent Office (EPO) — Patstat — <https://www.epo.org/searching-for-patents/business/patstat.html#tab-1>, dostępne również w opracowaniu Giljum, Lieber i Doranova (2017).

- liczba publikacji naukowych związanych z działalnością w zakresie ekoinnowacji (w przeliczeniu na milion mieszkańców)¹²,
 - liczba mediów związanych z działalnością ekoinnowacyjną (w przeliczeniu na ilość mediów elektronicznych)¹³,
 - b) emisje dwutlenku węgla (CO₂) *per capita* (w tonach ekwiwalentu CO₂ *per capita*)¹⁴,
 - c) produktywność zasobów według parytetu siły nabywczej (Purchasing Power Standard — PPS) (w przeliczeniu na kg zasobów)¹⁵.
- Indeks wyrażający aspekt społeczny oparty na następujących wskaźnikach:
- 1) w odniesieniu do nakładów:
 - a) wielkość wydatków rządowych na ochronę społeczną (w euro, według parytetu siły nabywczej — PSN, lub w % PKB)¹⁶,
 - b) wielkość wydatków publicznych na wspieranie rynku pracy w % PKB¹⁷;
 - 2) w odniesieniu do efektów/rezultatów:
 - a) liczba mieszkańców narażonych na ryzyko ubóstwa w % ludności ogółem¹⁸,
 - b) liczba osób zdeprywanych materialnie w % ludności ogółem¹⁹,
 - c) stopa zatrudnienia w %²⁰.

W przypadku trzech zmiennych (emisje dwutlenku węgla (CO₂) *per capita*, liczba mieszkańców narażonych na ryzyko ubóstwa oraz liczba osób zdeprywanych materialnie) zostały uwzględnione ich odwrotności, ponieważ są one destymulantami, czyli w odróżnieniu od pozostałych zmiennych, ich wzrost oznacza pogorszenie rezultatów określających efektywność funkcjonowania polityki ekologicznej/społecznej w danym kraju UE. Wszystkie zmienne zstandaryzowano przy wykorzystaniu wzoru:

$$z = \frac{x_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$$

gdzie:

z_i — wartość obserwowanej zmiennej i po dokonaniu standaryzacji,

x_i — obserwowana wartość zmiennej i przed standaryzacją,

$i = 1, \dots, n$,

$n = 16$ (liczba wszystkich zmiennych wchodzących w skład rozpatrywanych indeksów),

x_{\min} — wartość minimalna analizowanej zmiennej i ,

x_{\max} — wartość maksymalna analizowanej zmiennej i .

¹² Baza danych Scopus.

¹³ Baza danych Meltwater.

¹⁴ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — t2020_rd300.

¹⁵ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — sgd_12_20.

¹⁶ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — spr_exp_sum.

¹⁷ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — tps00078.

¹⁸ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — med_ps313.

¹⁹ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — tespm030.

²⁰ Baza danych Eurostatu, nazwa pozycji — med_ps413.

Badaniem objęto 28 krajów UE. Przeprowadzono analizę za lata 2011—2013 (w zależności od roku, z którego są dostępne wskaźniki nakładów danych i 2014—2016 (w przypadku efektów, w zależności od dostępności danych). W analizie uwzględniono średni trzyletni okres opóźnienia czasowego pomiędzy nakładami a efektami prowadzonej polityki, które uwidaczniają się z dosyć znacznym opóźnieniem. Uzasadnieniem wyboru jest przeważnie sześcioletni, długookresowy horyzont strategii rozwojowych/perspektyw finansowych przyjmowanych przez UE (np. strategia *Europa 2020*, *Perspektywa finansowa 2014—2020*). Doboru wskaźników *inputs* i *outputs* dokonano zgodnie z sugestiami zawartymi w literaturze ekonomicznej zależnie do powiązań występujących pomiędzy zmiennymi przyczynowymi a zmiennymi opisującymi ich wpływ na zrównoważenie rozwoju społeczno-gospodarczego (czyli zmiennymi wynikowymi). Przy budowaniu wskaźników agregatowych zastosowano równe wagi dla wszystkich miar komponentowych, ze względu na chęć uwzględnienia równomiernego oddziaływania różnych sfer (ekonomicznej, społecznej i ekologicznej) opisujących stopień zrównoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego krajów UE.

Procedura badawcza obejmowała następujące etapy:

- zebranie, przygotowanie i pogrupowanie danych statystycznych;
- normalizacja wszystkich danych poprzez ich standaryzację;
- agregacja danych poprzez ich proste zsumowanie (konieczna ze względu na ograniczenia modelu DEA w zakresie możliwej do wykorzystania ilości wskaźników nakładów i efektów, która nie powinna przekraczać 1/3 liczby wszystkich analizowanych jednostek decyzyjnych (w przypadku prowadzonej analizy — 28 krajów UE);
- wykonanie różnych wariantów obliczeń (w celu uzyskania dokładniejszych informacji na temat przyczyn nieefektywności poszczególnych krajów) w programie MaxDEA (modele CCR oraz BBC zorientowane na nakłady i efekty, o stałych i zmiennych korzyściach skali);
- wybór i interpretacja wariantu optymalnego, pozwalającego na uzyskanie możliwie najbardziej precyzyjnej interpretacji otrzymanych wyników.

WYNIKI PRZEPROWADZONYCH ANALIZ EMPIRYCZNYCH

Całkowita efektywność techniczna

Wyniki osiągnięte przez badane kraje w oparciu o kształtowanie się współczynnika *OTE* przedstawiono w tabl. 1. Współczynnik ten pokazuje całkowitą skalę nieefektywności danego kraju, która w przypadku przeprowadzonej w opracowaniu analizy może wynikać z dwóch przyczyn: (1) nieefektywności zarządzania wykorzystywanymi narzędziami polityki; w takiej sytuacji występuje brak czystej efektywności technicznej (*PSE*), bądź też z (2) nieodpowiedniej

skali ich wykorzystywania; w takim przypadku mamy do czynienia z brakiem efektywności w rozumieniu nieefektywności skali (SE). Jak się spodziewano, duża liczba krajów UE jest efektywna. Są to: Rumunia, Cypr, Czechy, Irlandia, Litwa, Luksemburg, Słowacja i Szwecja.

TABL. 1. CAŁKOWITA EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNA KRAJÓW UE

Kraje	Pozycja w rankingu	O _{TE}	Benchmark ^a
Cypr	1	1,00	18
Czechy	2	1,00	15
Irlandia	3	1,00	6
Litwa	4	1,00	—
Luksemburg	5	1,00	5
Rumunia	6	1,00	19
Słowacja	7	1,00	1
Szwecja	8	1,00	3
Bułgaria	9	0,73	—
Wielka Brytania	10	0,72	—
Łotwa	11	0,70	—
Malta	12	0,67	—
Polska	13	0,66	—
Chorwacja	14	0,66	—
Grecja	15	0,56	—
Holandia	16	0,51	—
Portugalia	17	0,42	—
Estonia	18	0,41	—
Niemcy	19	0,38	—
Dania	20	0,38	—
Węgry	21	0,37	—
Hiszpania	22	0,37	—
Włochy	23	0,36	—
Austria	24	0,36	—
Finlandia	25	0,36	—
Słowenia	26	0,36	—
Belgia	27	0,35	—
Francja	28	0,34	—

a Za benchmark uznawany jest kraj, który osiąga maksymalną efektywność, czyli wartość danego współczynnika równą 1, w związku z czym może być traktowany jako wzorzec do naśladowania dla pozostałych analizowanych krajów; w rubryce podano liczbę krajów stanowiących wzorzec rozwoju w zakresie stopnia zrównoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego dla kraju rozpatrywanego w danym wierszu; znak „—” oznacza, że dany kraj ani razu nie okazał się wzorcem dla innego kraju.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu dostępnych na stronie internetowej: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> oraz obliczeń przeprowadzonych w programie MaxDEA.

Można przypuszczać, że z powodu generalnie pozytywnych efektów (na poziomie całej UE) ujednolicania polityki ekologicznej i społecznej, mającej na celu wspieranie zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego, na skutek implementacji przez kraje członkowskie ustawodawstwa UE relatywnie duża liczba krajów osiągnęła pełną efektywność w tym zakresie. Za kraje stanowiące wzorce do naśladowania w poszukiwaniu najlepszych rozwiązań/dobrych praktyk dla krajów mniej efektywnych można uznać Rumunię, która była benchmarkiem dla 19 innych krajów, Cypr (18) i Czechy (15). Kraje te najprawdopodobniej będą stanowiły najlepszy wzorzec do naśladowania, ponieważ stosowane przez nie praktyki operacyjne oraz występujące w nich uwarunkowania rozwojowe są zbliżone z mającymi miejsce w największej liczbie krajów nieefektywnych.

Czysta efektywność techniczna a efektywność skali

Współczynnik ten pokazuje skalę (nie)efektywności zarządzania narzędziami wykorzystywanymi w ramach polityki wspierania równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego. Wyniki osiągnięte przez badane kraje na podstawie kształtowania się współczynnika czystej efektywności technicznej (*Pure Technical Efficiency* — *PTE*) przedstawiono w tabl. 2. Jak się spodziewano, duża liczba krajów UE jest efektywna. Są to: Cypr, Czechy, Grecja, Irlandia, Litwa, Luksemburg, Rumunia, Słowacja i Szwecja.

TABL. 2. CZYSTA EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNA KRAJÓW UE

Kraje	Pozycja w rankingu	PTE	Benchmark ^a
Cypr	1	1,00	13
Czechy	2	1,00	17
Grecja	3	1,00	8
Irlandia	4	1,00	4
Litwa	5	1,00	9
Luksemburg	6	1,00	7
Rumunia	7	1,00	15
Słowacja	8	1,00	4
Szwecja	9	1,00	1
Wielka Brytania	10	0,95	—
Bułgaria	11	0,89	—
Chorwacja	12	0,88	—
Łotwa	13	0,83	—
Polska	14	0,80	—
Malta	15	0,71	—
Estonia	16	0,65	—
Węgry	17	0,63	—
Portugalia	18	0,57	—
Holandia	19	0,52	—
Słowenia	20	0,49	—
Belgia	21	0,45	—
Włochy	22	0,41	—
Dania	23	0,39	—
Austria	24	0,39	—
Niemcy	25	0,39	—
Hiszpania	26	0,37	—
Finlandia	27	0,37	—
Francja	28	0,34	—

^a Jak przy tabl. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu dostępnych na stronie internetowej: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> oraz obliczeń przeprowadzonych w programie MaxDEA.

Z punktu widzenia przeprowadzonej analizy zwracają uwagę przede wszystkim następujące kraje:

- Grecja, która z punktu widzenia *PTE* jest w pełni efektywna, natomiast biorąc pod uwagę wskaźnik efektywności skali — *SE* charakteryzuje się najniższą efektywnością (na poziomie 0,56) wśród wszystkich rozpatrywanych krajów. Grecja wykazuje rosnące korzyści skali, co można zinterpretować w aspekcie konieczności zwiększenia przez ten kraj skali ingerencji państwa w gospodarkę w sferze ekonomicznej, ekologicznej i społecznej;

- Francja i Hiszpania są całkowicie efektywne pod względem *SE*, natomiast charakteryzują się relatywnie niską efektywnością w zakresie *PTE* (odpowiednio na poziomie: 0,34 i 0,37). Może to oznaczać optymalne rozmiary, przy jednoczesnej nieefektywnej alokacji środków finansowych na cele zrównoważonego rozwoju;
- Niemcy charakteryzują się prawie pełną efektywnością w zakresie *SE* (0,99), osiągają również relatywnie niski wskaźnik *PTE* (0,39);
- zwraca uwagę bardzo niska pozycja Finlandii, której gospodarka jest jedną z najbardziej konkurencyjnych gospodarek świata według praktycznie wszystkich rankingów. Pod względem *PTE* zajmuje ona przedostatnią pozycję z wartością wskaźnika 0,37, co świadczy o wysokiej nieefektywności prowadzonej przez ten kraj polityki równoważenia rozwoju, mimo że skala jej jest odpowiednia, o czym świadczy wysoka wartość wskaźnika *SE* — 0,98.

Jeśli chodzi o Polskę, to zajmuje ona w rankingu *OTE* 13 pozycję ze wskaźnikiem wynoszącym 0,66, co przekłada się na nieefektywność w zakresie *PTE* (14 pozycja ze wskaźnikiem 0,80) oraz na nieefektywność w znaczeniu *SE* (19 pozycja ze wskaźnikiem 0,82). Na tej podstawie można sformułować rekomendację o konieczności zwiększania zakresu oddziaływania narzędzi polityki ekonomicznej, ekologicznej i społecznej.

Generalnie można stwierdzić, że wszystkie kraje nieefektywne w sensie *SE* charakteryzują się rosnącymi korzyściami skali, co oznacza konieczność zwiększania przez nie nakładów na wspieranie polityki zrównoważonego rozwoju.

Efektywność skali i korzyści skali

W tabl. 3 przedstawiono współczynniki efektywności skali, korzyści skali (*Returns to Scale* — *RTS*) oraz intensywność nieefektywności skali. Efektywność skali odzwierciedla wpływ skali prowadzonej polityki wspierania równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego na jej efektywność w danym kraju. Im większa rozbieżność ocen efektywności skali, tym niższa jest efektywność skali i bardziej niekorzystny wpływ skali na efektywność (Thanassoulis, 2001). Informacje o korzyściach skali są bardzo ważne dla podejmowania decyzji w zakresie pożądanego rozmiarów tej polityki. Jeśli dany kraj znajduje się w punkcie, w którym mamy do czynienia z rosnącymi korzyściami skali, to w celu uzyskania większych korzyści warto zwiększyć skalę prowadzonej polityki, ponieważ wzrost nakładów związanych z jej realizacją będzie z nawiązką zrekompensowany wzrostem wielkości uzyskiwanych efektów/rezultatów.

TABL. 3. EFEKTYWNOŚĆ SKALI I RODZAJ KORZYŚCI SKALI DLA KRAJÓW UE

Kraje	Pozycja w rankingu	SE	RTS
Cypr	1	1,00	stałe
Czechy	2	1,00	stałe
Irlandia	3	1,00	stałe
Litwa	4	1,00	stałe

TABL. 3. EFEKTYWNOŚĆ SKALI I RODZAJ KORZYŚCI SKALI DLA KRAJÓW UE (dok.)

Kraje	Pozycja w rankingu	SE	RTS
Luksemburg	5	1,00	stałe
Rumunia	6	1,00	stałe
Słowacja	7	1,00	stałe
Szwecja	8	1,00	stałe
Francja	9	1,00	stałe
Hiszpania	10	1,00	stałe
Niemcy	11	0,99	rosnące
Holandia	12	0,99	rosnące
Finlandia	13	0,98	rosnące
Dania	14	0,96	rosnące
Malta	15	0,94	rosnące
Austria	16	0,93	rosnące
Włochy	17	0,88	rosnące
Łotwa	18	0,85	rosnące
Polska	19	0,82	rosnące
Bułgaria	20	0,82	rosnące
Belgia	21	0,77	rosnące
Wielka Brytania	22	0,76	rosnące
Chorwacja	23	0,75	rosnące
Portugalia	24	0,74	rosnące
Słowenia	25	0,73	rosnące
Estonia	26	0,63	rosnące
Węgry	27	0,59	rosnące
Grecja	28	0,56	rosnące

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu dostępnych na stronie internetowej: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> oraz obliczeń przeprowadzonych w programie MaxDEA.

18 rozpatrywanych krajów ujawnia rosnące korzyści skali, co sugeruje konieczność rozszerzania dotychczasowych rozmiarów ich działalności w zakresie prowadzonej polityki wspierania równoważenia rozwoju społeczno-gospodarczego. 10 krajów: Cypr, Czechy, Irlandia, Litwa, Luksemburg, Rumunia, Słowacja, Szwecja, Francja i Hiszpania są efektywne w sensie *OTE* i wykazują stałe korzyści skali, zgodnie z definicją modelu CCR.

Wnioski końcowe i rekomendacje

Przeprowadzona analiza pozwoliła na sformułowanie następujących wniosków:

- relatywnie duża liczba krajów UE charakteryzuje się wysokimi wskaźnikami efektywności;
- Irlandia, Rumunia, Słowacja, Czechy, Litwa, Luksemburg, Szwecja i Cypr są liderami w rankingu opracowanym na podstawie badań, ponieważ ich gospodarka charakteryzuje się wysoką dynamiką rozwoju ekologicznego i społecznego. Ponadto kraje te rozwinęły systemy instytucjonalne sprzyjające rozwojowi ekoinnowacji oraz rozwojowi społecznemu;
- jedne z najwyższych pozycji w rankingu efektywności zajmują: Rumunia, Litwa, Czechy i Słowacja, co może być efektem relatywnie szybkiego tempa implementacji polityki ekologicznej i społecznej UE przez wymienione kraje;

- Szwecja jest jedynym w pełni efektywnym krajem, co jest nieco zaskakujące w kontekście wysokich pozycji zajmowanych przez kraje skandynawskie w rankingach międzynarodowej konkurencyjności gospodarczej, które przecież w większości przypadków uwzględniają aspekty ekonomiczne, społeczne i ekologiczne;
- generalnie można stwierdzić, że relatywnie duża liczba analizowanych krajów charakteryzuje się wysokimi wskaźnikami efektywności, co świadczy o wysokiej skuteczności implementacji polityki w zakresie zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego prowadzonej przez UE;
- zwraca uwagę niewielka wrażliwość uzyskanych wyników na dobór konkretnej postaci modelu DEA;
- wyniki przeprowadzonych analiz muszą być traktowane z dużą dozą ostrożności, przede wszystkim z powodu ograniczeń metody DEA związanych głównie z ilością wykorzystywanych zmiennych, jak również jej wrażliwości na dobór zmiennych wejściowych (nakładów) oraz wyjściowych (efektów/rezultatów);
- w przyszłości zostaną przeprowadzone badania pozwalające na zwiększenie stopnia szczegółowości przeprowadzanych analiz (m.in.: analiza oparta na podejściu superefektywności, dzięki której można stworzyć ranking krajów w pełni efektywnych, oraz wykorzystująca podejście *bootstrap*, umożliwiające bezpośrednią statystyczną weryfikację wiarygodności uzyskanych wyników);
- istnieje potrzeba prowadzenia dalszych badań przy użyciu innych metod ekonometrycznych i statystycznych. Uzyskane dzięki przeprowadzonym badaniom wyniki pozwolą na przynajmniej częściową weryfikację zaprezentowanej w niniejszym opracowaniu analizy efektywności.

dr Janusz Rosiek — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

LITERATURA

- Barros, C. P., Mascarenhas, M. J. (2005). Technical and Allocative Efficiency in a Chain of Small Hotels. *Hospitality Management* 24(3), 415—436.
- Burchard-Dziubińska, M., Drzazga, D. (2014). *Zrównoważony rozwój — naturalny wybór*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2. Retrieved from: <https://www.utdallas.edu/~ryoung/phdseminar/CCR1978.pdf>.
- Cooper, W. W., Seiford, L. M., Tone, K., Zhu, J. (2005). DEA: Past Accomplishments and Future Prospects. *McCombs Working Paper No. IROM-01-05*. Retrieved from: Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=744128> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.744128>.
- Daly, H. E. (1996). *Beyond Growth: The Economics of Sustainable Development*. Boston, Massachusetts: Beacon Press.

- Eurostat (2005). *Measuring Progress Towards a More Sustainable Europe: Sustainable Development Indicators in the European Union*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Guzik, B. (2009). Podstawowe możliwości analityczne modelu CCR-DEA. *Badania operacyjne i decyzje*, 1. Pobrano z: <http://www.ord.pwr.wroc.pl/index.php?s=archive>, dostęp: 06.05.2018.
- Harris, J. M. (2003). *Sustainability and Sustainable Development*. International Society for Ecological Economics, Internet Encyclopaedia of Ecological Economics.
- Harris, J. M., Wise, T. A., Gallagher, K. P., Goodwin, N. R. (eds.) (2001). *A Survey of Sustainable Development: Social and Economic Dimensions*. Washington D.C.: Island Press.
- Holmberg, J. (eds.) (1992). *Making Development Sustainable: Redefining Institutions*. Policy and Economics. Washington D.C.: Island Press. Retrieved from: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/PDF/?uri=OJ:C:2007:306:FULL&from=PL>.
- Kozuń-Cieślak, G. (2010). Wykorzystanie metody DEA do oceny efektywności w usługach sektora publicznego. W: *Ocena efektywności wydatków sektora publicznego w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej*. Praca w ramach projektu badawczego nr NN112069436.
- Kumar, S., Gulati, R. (2008). An Examination of Technical, Pure Technical, and Scale Efficiencies in Indian Public Sector Banks using Data Envelopment Analysis. *Eurasian Journal of Business and Economics* 1(2), 33—69.
- McKenzie, S. (2004). Social sustainability: Towards some definitions. *Hawke Research Institute Working Paper Series*, 27. Magill, South Australia: Hawke Research Institute, University of South Australia.
- Munasinghe, M. (1992). Environmental Economics and Sustainable Development. Paper presented at the UN Earth Summit, Rio de Janeiro. *Environment, Paper 3*, USA: World Bank.
- Munasinghe, M. (1994). Sustainomics: a transdisciplinary framework for sustainable development. Keynote Paper, Proc. 50th Anniversary Sessions of the Sri Lanka Assoc. for the Adv. of Science (SLAAS). Colombo, Sri Lanka.
- Reed, D. (red.) (1997). *Structural Adjustment, the Environment and Sustainable Development*. London: Earthscan Publications.
- Sathye, M. (2001). X-Efficiency in Australian Banking: An Empirical Investigation. *Journal of Banking and Finance* 25(3), 613—630.
- Thanassoulis, E. (2001). *Introduction to the Theory and Application of Data Envelopment Analysis*. New York: Springer.
- United Nations Commission for Sustainable Development (UNCSD) (1996). *Indicators for Sustainable Development. Framework and Methodology*. Retrieved from: http://esl.jrc.it/envind/un_meths/UN_ME_c.htm.
- United Nations Department of Social and Economic Affairs (UNDESA) (2001). *Indicators of Sustainable Development: Framework and Methodologies*. New York: United Nations.
- United Nations Department of Social and Economic Affairs (UNDESA) (2007). *Indicators of Sustainable Development: Guidelines and Methodologies*. New York: United Nations.
- World Commission on Environment and Development (WCED) (1987). *Our Common Future*. New York: Oxford University Press.

Summary. *One of the key challenges currently faced by the European Union countries is ensuring sustainable socio-economic development. The article aims to present the results of the study concerning the effectiveness of expenditures incurred by the EU countries on sustainable development and their effects, tak-*

ing into account the average three-year delay between the expenditures and the effects of the implemented policy. Data Envelopment Analysis was employed in the research. As an approximate measure of sustainability, the DEA efficiency indicator was used. This was due to the fact that the indicator was constructed on the basis of the value of expenditures and effects, which were crucial for the assessment and comparison of the degree of sustainable development. The research covered 28 EU countries and was carried out on the basis of data collected by Eurostat for the years 2011—2013 (expenditures) and 2014—2016 (effects).

In general it can be stated that all analysed countries were characterized by high values of sustainable development indicators, which proves that the implementation of the EU sustainable development policy is highly effective. However, it is worth noting that the ranking of the countries considered to be the most economically developed is relatively low. In order to explain this fact, further in-depth theoretical and empirical analyses are required.

Keywords: sustaining of socio-economic development, EU countries, Data Envelopment Analysis (DEA).

Barbara JURKOWSKA

Spatial diversification of socio-economic potential of the regions in Poland and Germany, particularly considering the Polish-German borderland

Summary. *The aim of the article is to demonstrate differences in various aspects of socio-economic life between the states of Germany and voivodships of Poland. Particular attention was devoted to the regions of the Polish-German borderland: Zachodniopomorskie, Lubuskie and Dolnośląskie voivodships and the neighbouring German states: Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg and Saxony. As a result of conducted taxonomic research, diversification among particular German states and voivodships in terms of socio-economic development was obtained.*

Hellwig's taxonomic method was used in the research of the level of socio-economic development of Poland and Germany. The study was based on data from Statistics Poland (GUS) and the Federal Statistical Office (Statistisches Bundesamt) in Germany. The analysis concerned years 2014—2017. The conclusions of the study are as follows: the greatest asset of the Polish regions is their demographic potential, which, combined with economic and innovation opportunities of the German regions, may become a stimulus for development in other areas of socio-economic life of the entire Polish-German borderland.

Keywords: Poland, Germany, Polish-German borderland, measure of development, comparative analysis.

JEL: C38

Differences occurring between economic phenomena are usually very complex and multidirectional; a given phenomenon is usually impacted by numerous other phenomena of economic, social, demographic, technological and other character (Nowak, 1994). Analysis of such development level and specification of its interregional disproportions requires applying specific methods of multidimensional comparative analysis. Application of such analysis can be found in numerous publications, e.g.: Hellwig (1968, 1990); Nowak (1990); Zeliaś

& Malina (1998); Piotrowska-Trybull (2004); Jurkowska (2014) as well as Pietrzak & Balcerzak (2016).

In order to examine socio-economic development level of the regions in Poland and Germany, multidimensional comparative analysis was applied. The research covered 32 regions including 16 German states and 16 Polish voivodships. Particular attention was devoted to 3 voivodships: Zachodniopomorskie, Lubuskie and Dolnośląskie and 3 neighbouring states: Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg and Sachsen. The main objective of the article was to indicate differences between the regions of Polish and German borderland and the distance separating them from other regions of Poland and Germany. The subject of the conducted analysis was to identify the development conditions of the regions at the Polish-German border.

ANALYSIS OF THE POLISH-GERMAN BORDERLAND IN THE SELECTED ASPECTS OF SOCIO-ECONOMIC AREA

In 2016, the Polish-German borderland was inhabited by 13.8 million people, 40.8% of whom lived in Poland and 59.2% in Germany. In terms of demographic situation, the Polish side is significantly different than the German one. In 2016, the Polish border area was inhabited by 5.6 million people, i.e. 14.7% of the total population of Poland. The largest number of citizens lived in Dolnośląskie voivodship (2.9 million), in the remaining voivodships the number of people ranged from 1.7 million in Zachodniopomorskie to 1.0 million in Lubuskie voivodship¹. The German side was inhabited by 8.1 million people, which constituted 9.9% of the total population of Germany. Sachsen was the most populated state (4.1 million) and Mecklenburg-Vorpommern was the least populated one (1.6 million)².

Although more than 27 years have passed since the reunification of Germany, the differences between the two parts of reconciled Germany are still noticeable. They concern not only the socio-economic areas, but also the labour market (Budnikowski, 2017). At the end of March 2017, the unemployment rate in the western part of the country amounted to 5.3% and in the area of former German Democratic Republic (GDR) it reached 7.7%. In the whole country, the rate amounted to 5.8% and was the lowest since the reunification of Germany (Statistischen Bundesamtes, 2017). As far as the eastern side is concerned, the highest unemployment rate was recorded in the state of Mecklenburg-Vorpommern (9.6%), followed by Berlin (9.4%) and Sachsen-Anhalt (9.1%). The lowest rate of unemployment was observed at the south of Germany: in Bayern (3.5%) and in Baden-Württemberg (3.7%) (Bundesagentur für Arbeit, 2017).

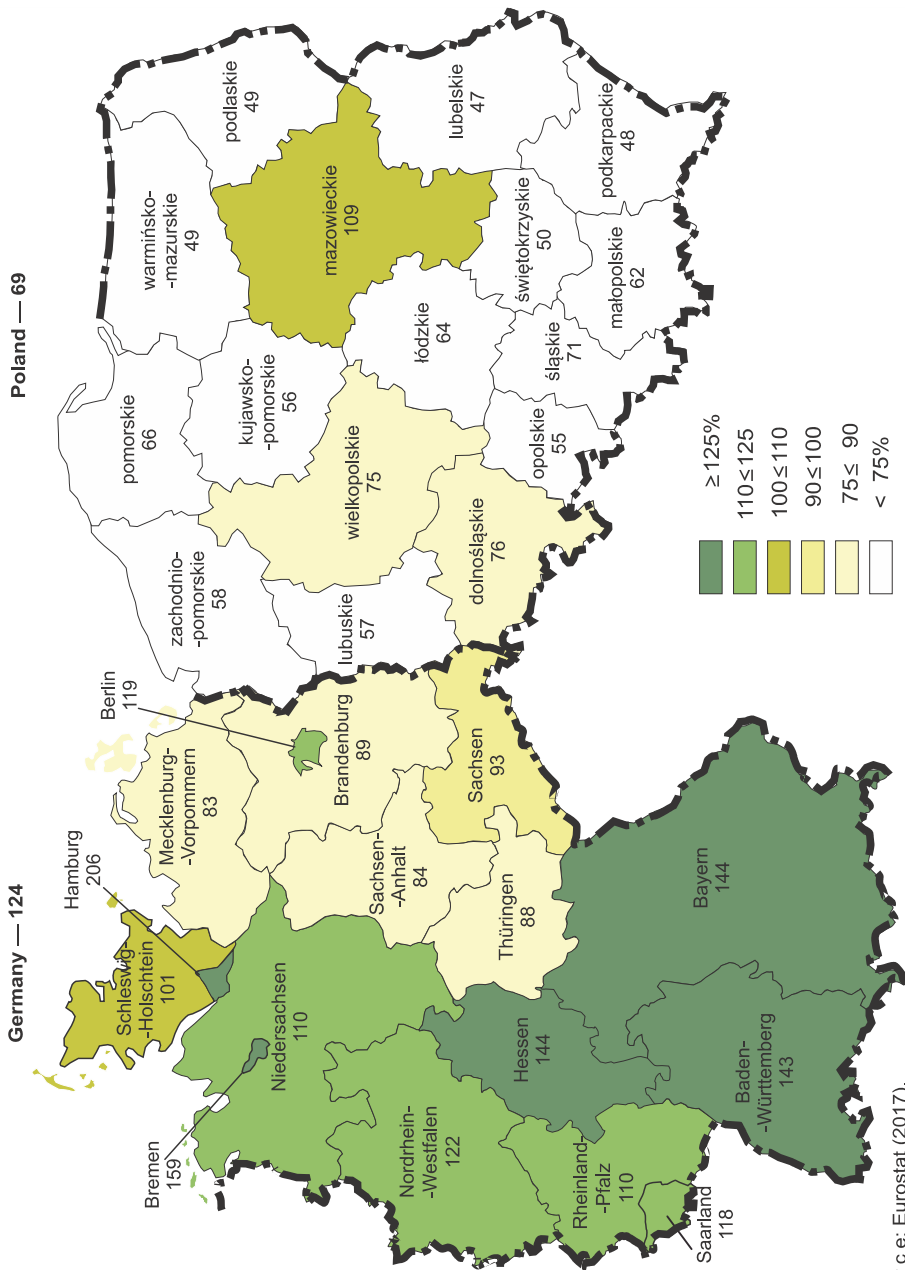
In terms of GDP *per capita* in Purchasing Power Standard (PPS), the German side has a decisive advantage over the Polish side, with a threefold higher ratio. The Polish side recorded the highest rate in Dolnośląskie voivodship (76%) — 7% higher than the national average (fig. 1). Lubuskie and Zachodniopomorskie

¹ According to the data of Statistics Poland.

² According to the data of Federal Statistical Office (Statistisches Bundesamt).

voivodships were the less developed economic regions in Poland. GDP *per capita* there was lower than the national average, by 12% and 11% respectively (Eurostat, 2017).

FIG. 1. GDP PER CAPITA IN PPS POLISH AND GERMAN REGIONS IN 2015 (EU-28=100)



Source: Eurostat (2017).

It should be noted that spatial diversification of GDP *per capita* in PPS confirms the existence of significant differentiation of the economic development level in the western part of Poland in comparison to the eastern regions. This trend is distorted by the metropolitan area of Warsaw, inflating the GDP of the whole Mazowieckie voivodship (Godlewska-Majkowska, 2011). On the German side, interregional differences in GDP *per capita* are lower than in Poland. Among the analysed regions, the highest rate in 2015 was recorded in Sachsen (93%) and the lowest in Mecklenburg-Vorpommern (83%).

RESEARCH ASSUMPTION

Examining the level of socio-economic development of Poland and Germany, Hellwig's method was applied. Such method was described in reference literature on numerous occasions (Nowak, 1990; Hellwig, 1968; Zeliaś, 2000), therefore, only its principal assumptions are presented below. A selection of primary variables was mainly determined by availability of statistical material and requirements governing the choice of traits. The data gathered and applied in the research was derived from the Polish and German, state as well as regional, statistical yearbooks. The set of diagnostic variables covered the following areas: social, demographic, labour market, technological, innovations and economic activity.

Two-stage elimination was the initial phase of the analysis. Coefficient of variation was applied at the first stage (Nowak, 1994):

$$V_j = \frac{S_j}{\bar{x}_j} \cdot 100\% \quad (1)$$

The variables for which the coefficient limit value was lower than 10%, were excluded from the set of variables.

The second stage of elimination was to reject the traits highly correlated with the other ones. It was achieved by using Pearson linear correlation coefficient:

$$r_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)(x_{ik} - \bar{x}_k)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \sum_{i=1}^n (x_{ik} - \bar{x}_k)^2}} \quad (j, k = 1, 2, \dots, m) \quad (2)$$

where:

- r_{jk} — correlation coefficient between the dependent variable X_j and the independent variable X_k ,
- x_{ij}, x_{ik} — i observations of the variables X_j and X_k ,
- \bar{x}_j, \bar{x}_k — average values of the variables X_j and X_k ,
- n — number of observations.

The critical value of correlation coefficient was set at 0.90.

The variables compared in the observation matrix are expressed in various measurement units, therefore, there is a need to make them dimensionless (Piotrowska-Trybull & Jurkowska, 2015). One of the normalisation methods is the standardisation according to the following formula (Kukuła, 2012):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m) \quad (3)$$

where:

z_{ij} — standardised value of j^{th} variable for i^{th} object,

x_{ij} — value of j^{th} variable for i^{th} object,

\bar{x}_j — arithmetic mean of x_j variable,

s_j — standard deviation of x_j variable.

Such data was used to determine a model expressed as an abstract object with maximum values for each normalised trait. Thus the standardised multidimensional observation (m dimensional) will be phrased as a vector $z_0 = [z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0m}]$ (Walesiak, 2011). Whereas, in the case of i^{th} observations:

$$\begin{aligned} Z_{0j} &= \max Z_{ij}, \text{ when a variable } Z_j \text{ is a stimulus} \\ Z_{0j} &= \min Z_{ij}, \text{ when a variable } Z_j \text{ is a destimulus} \end{aligned}$$

Due to the fact that the sets of diagnostic traits include the traits with various information resources related to the aim of the study, heterogeneous meaning of specific diagnostic traits in the description of classified objects of the weight are applied by determining the value of the similarities of the objects (Zeliaś, 2000; Nowak, 1990).

One of the discussed issues is selecting a proper distance measurement. In this research, the Euclidean distance was applied according to the following formula:

$$c_{io} = \left[\sum_{j=1}^n (z_{ij} - z_{oj})^2 \right]^{1/2} \quad (4)$$

where:

c_{io} — the Euclidean distance between the i^{th} and j^{th} object,

z_{ij} — normalised value of j^{th} variable for i^{th} object,

z_{oj} — normalised value of j^{th} variable for the model object,

n — number of traits characterising the objects.

A synthetic indicator, defined as a taxonomic measure of development in the reference literature, is used to measure i^{th} spatial unit. This measure is used in research on collective territorial units and is universal enough to serve for analysing the traits of a given unit (Hellwig, 1968). The obtained c_{io} values served for computation of Hellwig's synthetic measure of development is calculated according to the following formula:

$$d_i = 1 - \frac{c_{io}}{c_o} \quad (5)$$

where:

$$c_o = \bar{c}_o + 2S_0,$$

$$\bar{c}_o = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_{io},$$

$$S_0 = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (c_{io} - \bar{c}_o)^2 \right]^{1/2},$$

d_i — value of synthetic measure for i^{th} object,

c_{io} — generalised distance of i^{th} object from the model,

c_o — normalising factor,

\bar{c}_o — arithmetic mean of generalised Euclidean distances of the objects from the model,

S_0 — standard deviation of generalised Euclidean distances of the objects from the model.

The interpretation of d_i values is as follows: the higher its value, the higher level of development achieved by a given object. The synthetic indicator assumes the values within the interval of [0.1].

To analyse the level of socio-economic development of the Polish voivodships and the German states, 48 primary variables were selected. For each of the variables, a descriptive statistics was prepared (tab. 1).

TAB. 1. A SET OF PRIMARY VARIABLES OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES AND THEIR CHOSEN DESCRIPTIVE STATISTICS

Variable (character)	Median	Skewness	Minimum (voivodship/state)	Maximum (voivodship/state)	Mean	V_j in %
X_1 — population density per km ² (S)	141.500	3.605	59.00 (Podlaskie)	3948.00 (Berlin)	401.406	198.978
X_2 — women per 100 men (S)	104.255	0.712	101.72 (Baden-Württemberg)	109.88 (Mazowieckie)	104.599	2.011
X_3 — live births per 1000 population (S)	9.100	0.524	7.50 (Saarland)	11.10 (Hamburg)	9.116	10.299

TAB. 1. A SET OF PRIMARY VARIABLES OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES AND THEIR CHOSEN DESCRIPTIVE STATISTICS (cont.)

Variable (character)	Median	Skewness	Minimum (voivodship/state)	Maximum (voivodship/state)	Mean	V_j in %
X_4 — deaths <i>per</i> 1000 population (D)	10.725	0.706	9.13 (Pomorskie)	14.40 (Sachsen-Anhalt)	11.007	12.682
X_5 — infant deaths <i>per</i> 1000 live births (D)	3.639	0.397	2.30 (Sachsen, Mecklenburg- Vorpommern)	5.70 (Bremen)	3.581	22.285
X_6 — natural increase <i>per</i> 1000 population (S)	-1.680	-0.344	-6.66 (Sachsen-Anhalt)	1.50 (Pomorskie)	-1.887	114.069
X_7 — general birth rate (number of children to be born <i>per</i> woman at reproductive age — aged 15—49 for Poland, aged 15—50 for Germany) (S)	1.430	-0.160	1.21 (Opolskie)	1.59 (Sachsen)	1.401	8.870
X_8 — live births by mother's age (average age of mothers) (D)	29.750	0.274	28.5 (Lubuskie)	31.90 (Hamburg)	29.941	3.222
X_9 — population at productive age (women and men aged 15—65) compared to general population, in % (S)	68.997	-0.310	63.68 (Sachsen)	71.84 (Warmińsko-Mazurskie)	68.586	3.503
X_{10} — population past productive age (women and men aged 66 and more) compared to general population, in % (D)	16.046	0.375	12.81 (Warmińsko-Mazurskie)	23.66 (Sachsen-Anhalt)	17.374	20.031
X_{11} — population past productive age <i>per</i> 100 persons at productive age (D)	22.909	0.457	17.83 (Warmińsko-Mazurskie)	37.18 (Sachsen)	25.525	23.518
X_{12} — median age (D)	41.500	0.508	38.70 (Małopolskie, Pomorskie, Wielkopolskie)	50.20 (Sachsen-Anhalt)	43.213	8.937
X_{13} — average life span (S)	79.000	-0.077	75.90 (Łódzkie)	81.80 (Baden-Württemberg)	78.994	2.054
X_{14} — balance of interregional migration for permanent stay <i>per</i> 1000 population (S)	9.570	0.757	5.78 (Świętokrzyskie)	20.30 (Bremen)	10.562	34.047
X_{15} — marriages <i>per</i> 1000 population (S)	5.400	-0.400	3.60 (Hamburg)	6.90 (Mecklenburg- Vorpommern)	5.322	13.994

TAB. 1. A SET OF PRIMARY VARIABLES OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES AND THEIR CHOSEN DESCRIPTIVE STATISTICS (cont.)

Variable (character)	Median	Skewness	Minimum (voivodship/state)	Maximum (voivodship/state)	Mean	V_j in %
X_{16} — divorces <i>per</i> 1000 population (D)	1.850	-0.513	1.20 (Podkarpackie)	2.20 (Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Schleswig-Holstein)	1.844	13.841
X_{17} — number of students <i>per</i> 10 thous. population (S)	298.346	0.697	162.00 (Lubuskie)	547.61 (Hamburg)	329.638	33.239
X_{18} — share of population aged 15—64 with higher education in a general number of population at this age, in % (S)	25.950	1.076	19.70 (Saarland)	37.70 (Mazowieckie)	26.828	14.988
X_{19} — average usable area <i>per capita</i> in m ² (S)	34.750	0.193	23.90 (Warmińsko-Mazurskie)	53.00 (Saarland)	36.366	28.103
X_{20} — unoccupied dwellings, in % (D)	2.686	0.579	0.08 (Świętokrzyskie)	14.20 (Sachsen)	4.353	104.876
X_{21} — dwellings <i>per</i> 1000 population (S)	443.550	0.053	304.80 (Podkarpackie)	573.00 (Sachsen, Sachsen-Anhalt)	441.181	19.248
X_{22} — beds in general hospitals <i>per</i> 100 thous. population (S)	780.500	0.886	505.00 (Wielkopolskie)	1308.00 (Mecklenburg-Vorpommern)	767.531	24.157
X_{23} — physicians <i>per</i> 100 thous. population (S)	313.500	0.543	160.00 (Wielkopolskie)	604.00 (Hamburg)	325.156	34.384
X_{24} — number of the unemployed <i>per</i> 1000 population (D)	40.750	-0.125	20.00 (Bayern)	58.10 (Podkarpackie)	41.081	25.687
X_{25} — unemployment rate (for economically active), in % (D)	6.450	0.327	2.90 (Bayern)	11.60 (Podkarpackie)	6.547	31.569
X_{26} — economic activity rate in the age group 15—64, in % (S)	72.800	-0.054	62.90 (Warmińsko-Mazurskie)	80.40 (Sachsen)	72.513	7.871
X_{27} — employment rate in the age group 15—64, women and men, in % (S)	68.350	-0.051	56.90 (Warmińsko-Mazurskie)	77.70 (Bayern)	67.728	9.397
X_{28} — share of total resources devoted to research and development (R&D) in GDP, in % (S)	0.900	1.825	0.18 (Lubuskie)	3.99 (Baden-Württemberg)	1.056	76.000

TAB. 1. A SET OF PRIMARY VARIABLES OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES AND THEIR CHOSEN DESCRIPTIVE STATISTICS (cont.)

Variable (character)	Median	Skewness	Minimum (voivodship/state)	Maximum (voivodship/state)	Mean	V_j in %
X_{29} — Human Resource in Science and Technology (HRST) as a share of economically active population in the age group 15—74, in % (S)	41.450	0.571	33.00 (Świętokrzyskie)	55.00 (Hamburg)	41.809	13.017
X_{30} — GDP in PPS <i>per capita</i> in euro (S)	23550.000	0.675	1300.00 (Lubelskie)	56600.00 (Hamburg)	24653.130	46.400
X_{31} — GDP <i>per capita</i> in PPS in 2014 (EU-28=100) (S)	85.500	0.968	47.00 (Lubelskie)	206.00 (Hamburg)	91.250	43.487

Note. S — stimulus, D — destimulus. The bold is used for regions within the Polish-German borderland area.

Source: own study based on the data from Statistics Poland (stat.gov.pl) and Federal Statistical Office (www.destatis.de).

Due to the fact that the value of variability coefficient was too low ($V_j < 10\%$), variables $X_2, X_7, X_8, X_9, X_{12}, X_{13}, X_{26}$ and X_{27} were eliminated from further research.

The selected value of Pearson correlation coefficient of 0.90 resulted in 4 traits: X_{10}, X_{11}, X_{20} and X_{30} being eliminated from the set of diagnostics variables. Among the traits of diagnostic variables, 2 central traits were distinguished: dwellings *per* 1000 persons and GDP *per capita* in PPS in 2014, (EU-28=100), which are called satellite traits, transferring information through other variables:

- central traits: X_{21} and X_{31} ;
- satellite traits: X_{10}, X_{11} and X_{20} ;
- isolated traits: $X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}, X_{21}, X_{22}, X_{23}, X_{24}, X_{25}, X_{28}, X_{29}$ and X_{31} .

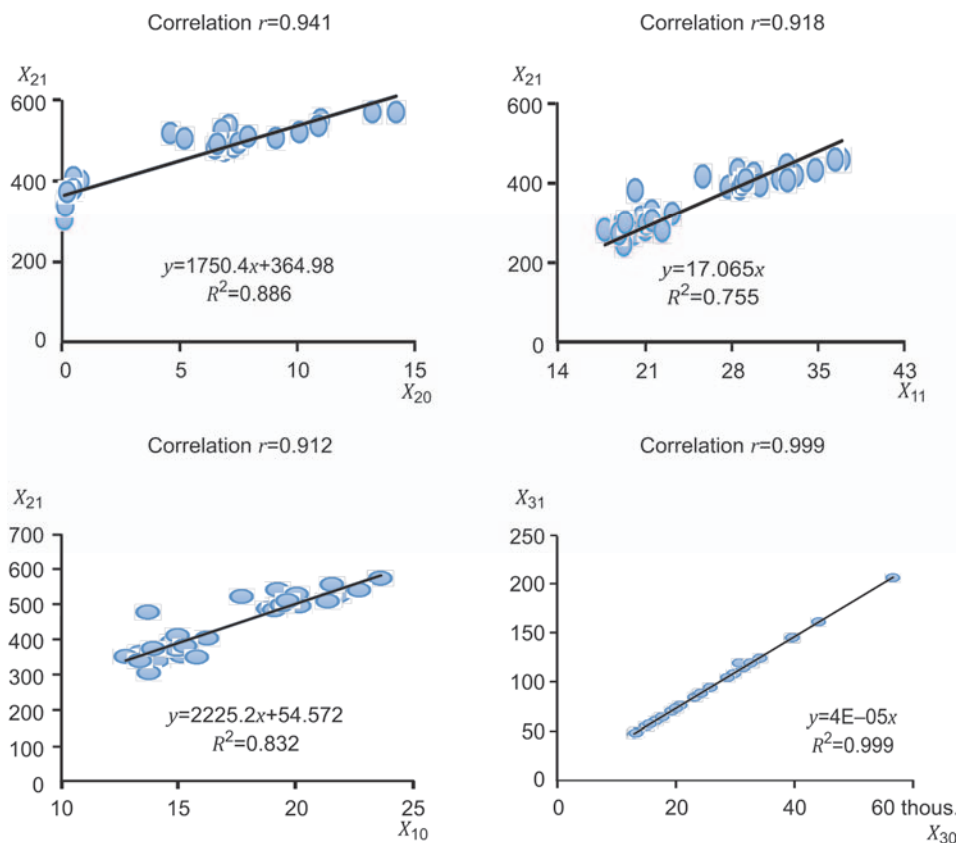
Analysis of the correlation matrix showed that X_{21} variable (dwellings *per* 1000 population) was mostly correlated with X_{20} variable (unoccupied dwellings, in %), of which the linear correlation coefficient amounted to 0.941. Whereas X_{31} variable (GDP *per capita* in PPS (EU-28=100)) was very highly correlated with X_{30} variable (GDP in PPS *per capita* in euro), where the Pearson coefficient amounted to as high as 0.999 (tab. 2 and fig. 2).

TAB. 2. VALUE OF COEFFICIENTS IN PEARSON'S LINEAR CORRELATION OF VOIVODSHIPS AND STATES

Variable	X_{10}	X_{11}	X_{20}	X_{21}	X_{30}	X_{31}
X_{10}	1.000	0.998	0.914	0.912	0.462	0.464
X_{11}	0.998	1.000	0.926	0.918	0.464	0.465
X_{20}	0.914	0.926	1.000	0.941	0.525	0.528
X_{21}	0.912	0.918	0.941	1.000	0.693	0.694
X_{30}	0.462	0.464	0.525	0.693	1.000	0.999
X_{31}	0.464	0.465	0.528	0.694	0.999	1.000

Source: own study.

FIG. 2. CORRELATION CHARTS OF SPREAD SHOWING CO-DEPENDENCIES BETWEEN THE X_{21} CENTRAL VARIABLE AND X_{10} , X_{11} AND X_{20} SATELLITE VARIABLES AND BETWEEN X_{31} CENTRAL VARIABLE AND X_{30} SATELLITE VARIABLE



Source: as in the tab. 2.

Eventually, 19 variables were adopted for further empirical research. The set of traits featured destimuli X_4 , X_5 , X_{16} , X_{24} and X_{25} were converted according to formula (2) into stimuli. Diagnostic traits were assigned with weights determined by dividing the variables into 4 groups depending on their influence on regional development. A given group was assigned with traits that were subsequently divided by a number of traits in a given group in order to come up with weight of each coefficient (tab. 3).

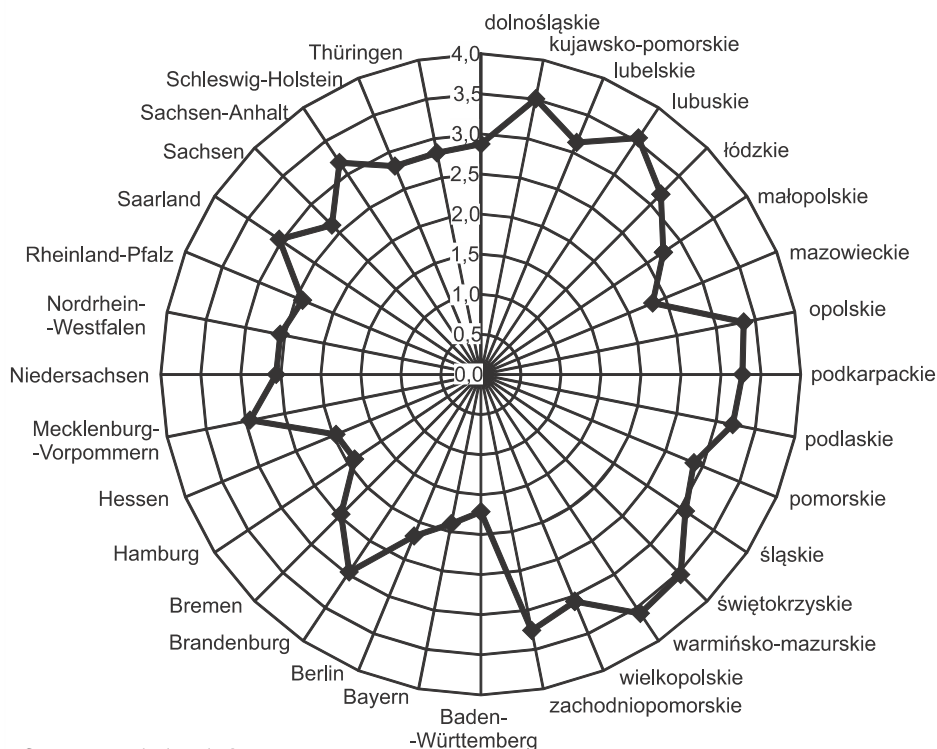
Next, a distance between each researched unit and a delineated development model was calculated according to formula (4) (fig. 3). Baden-Württemberg showed the smallest deviation from the development model and the Warmińsko-Mazurskie voivodship — the largest one.

TAB. 3. SET OF DIAGNOSTIC VARIABLES OF VOIVODSHIPS AND STATES ALONG WITH THEIR WEIGHTS

Group	Weight assigned to a group	Variable	Weight assigned to a variable
Demography	0.20	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_{14}, X_{15}, X_{16}$	0.025
Higher education	0.20	X_{17}, X_{18}	0.100
Social situation	0.15	$X_{19}, X_{18}, X_{17}, X_{18}$	0.038
Labour market	0.10	X_{24}, X_{25}	0.050
Economic potential and innovation	0.35	X_{28}, X_{29}, X_{31}	0.117

Source: as in the tab. 2.

FIG. 3. EUCLIDEAN DISTANCE OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES FROM THE DEVELOPMENT MODEL IN 2016 (according to the Hellwig's method)



Source: as in the tab. 2.

The analysis of data included in tab. 4, in 2016, indicates that the highest values of the development synthetic indicator were recorded in Baden-Württemberg (1st), Hamburg (2nd) and Bayern (3rd), ranking them highest among

the regions in Poland and Germany. The poorest rankings and lowest values of Hellwig's development indicator were recorded in the following voivodships: Warmińsko-Mazurskie (32nd), Lubuskie (31st) and Świętokrzyskie (30th).

TAB. 4. SYNTHETIC INDICATORS OF SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT LEVEL IN VOIVODSHIPS AND STATES (according to the development model method)

Region	Synthetic indicator	Item
Baden-Württemberg	0.556	1
Hamburg	0.508	2
Bayern	0.508	3
Hessen	0.492	4
Berlin	0.434	5
Mazowieckie	0.398	6
Rheinland-Pfalz	0.376	7
Bremen	0.361	8
Nordrhein-Westfalen	0.338	9
Niedersachsen	0.337	10
Sachsen	0.318	11
Małopolskie	0.290	12
Schleswig-Holstein	0.272	13
Thüringen	0.270	14
Dolnośląskie	0.256	15
Pomorskie	0.253	16
Mecklenburg-Vorpommern	0.234	17
Brandenburg	0.232	18
Saarland	0.215	19
Wielkopolskie	0.206	20
Śląskie	0.204	21
Lubelskie	0.189	22
Sachsen-Anhalt	0.177	23
Łódzkie	0.177	24
Podlaskie	0.169	25
Zachodniopomorskie	0.157	26
Podkarpackie	0.153	27
Opolskie	0.133	28
Kujawsko-Pomorskie	0.092	29
Świętokrzyskie	0.085	30
Lubuskie	0.082	31
Warmińsko-Mazurskie	0.071	32

S o u r c e: as in the tab. 2.

Based on the statistical description of the synthetic development indicator d_i , it can be stated that it is characterised by the right-side asymmetry. Skewness coefficient at 0.568 means that for most of the regions the value of synthetic indicator is below average. The average value of the synthetic indicator amounts to 0.485 and is relatively high (tab. 5).

TAB. 5. DESCRIPTIVE MEASUREMENTS OF THE SYNTHETIC DEVELOPMENT INDICATOR OF THE POLISH VOIVODSHIPS AND THE GERMAN STATES, 2016

Specification	d_i
Mean	0.267
Standard deviation	0.134
Median	0.246
Maximum	0.556
Spread	0.485
Skewness indicator	0.568

S o u r c e: as in the tab. 2.

CLASSIFICATION

Synthetic indicators allow for linear classification of objects. It consists of the identification of the groups with similar elements in terms of synthetic development indicator. In this research the classification was prepared with the use of arithmetic mean, which included division into 4 classes of socio-economic development:

- 1) (high level of development): $z_i > \bar{z}_2$,
- 2) (medium-high level of development): $\bar{x} < z_i \leq \bar{z}_2$,
- 3) (medium-low level of development): $\bar{z}_1 < z_i \leq \bar{x}$,
- 4) (low level of development): $z_i \geq \bar{z}_1$.

Finally, 4 different groups of regions were distinguished (tab. 6).

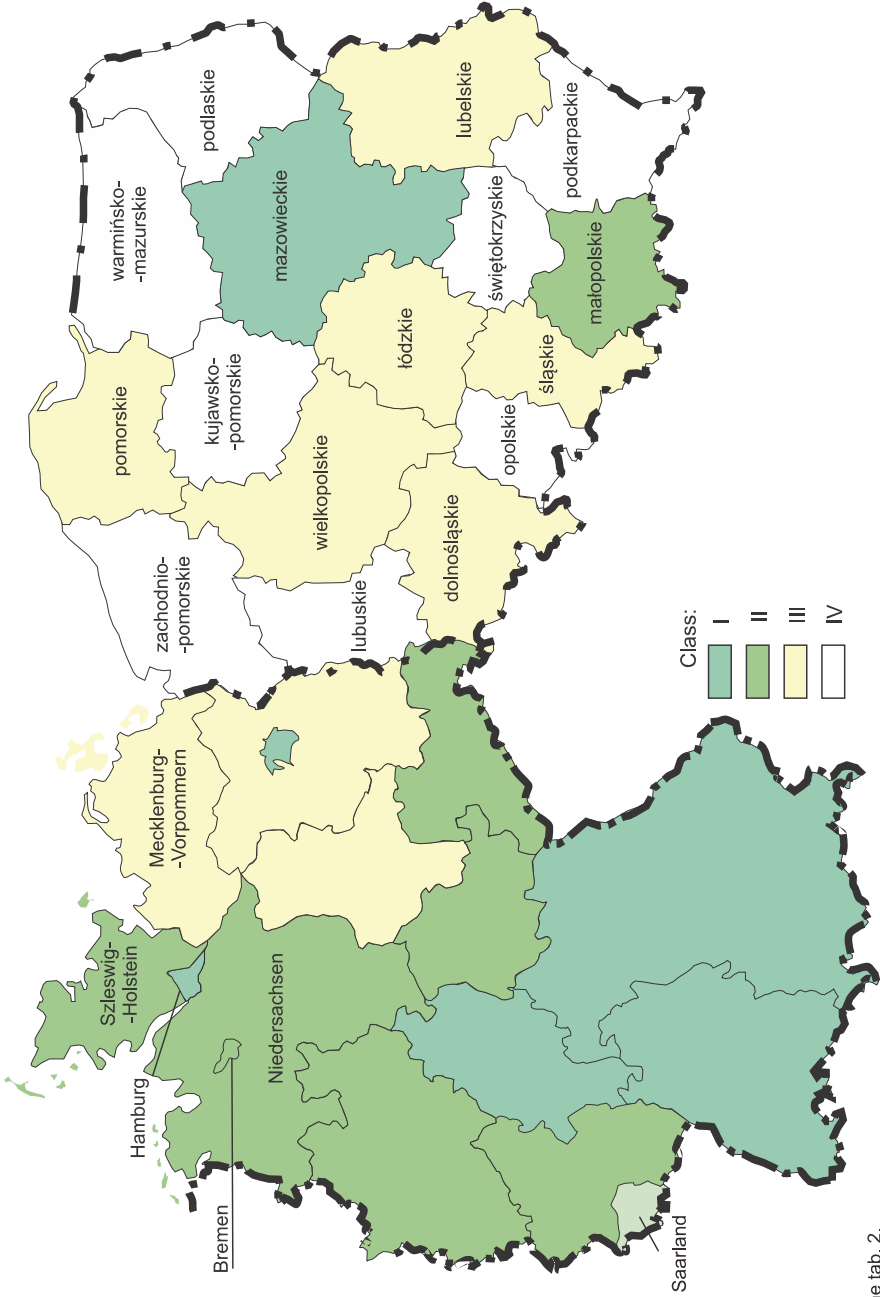
TAB. 6. CLASSIFICATION OF VOIVODSHIPS AND STATES IN LINE WITH THE THREE MEANS METHOD

Class	Classification intervals	Region
1	$z_i > 0.390$	Baden-Württemberg, Hamburg, Bayern, Hessen, Berlin, Mazowieckie
2	$0.267 < z_i \leq 0.390$	Rheinland-Pfalz, Bremen, Nordrhein-Westfalen, Niedersachsen, Sachsen, Małopolskie, Schleswig-Holstein, Thüringen
3	$0.172 < z_i \leq 0.267$	Dolnośląskie, Pomorskie, Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Saarland, Wielkopolskie, Śląskie, Lubelskie, Sachsen-Anhalt, Łódzkie
4	$z_i \leq 0.172$	Podlaskie, Zachodniopomorskie, Podkarpackie, Opolskie, Kujawsko-Pomorskie, Świętokrzyskie, Lubuskie, Warmińsko-Mazurskie

S o u r c e: as in the tab. 2.

The difference between the maximum and minimum value of Hellwig's taxonomic measurement of development amounted to 0.485. Values of the measurement oscillated between 0.556 (for Baden-Württemberg) and 0.071 (for Warmińsko-Mazurskie voivodship). Fig. 4 depicts the cartographic presentation of results.

FIG. 4. SPATIAL DIVERSIFICATION OF SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT OF VOIVODSHIPS AND STATES
(according to the Hellwig's method, grouping according to the three means method)



Source: as in the tab. 2.

The conducted comparative analysis indicated that the most developed group in terms of socio-economic development (class 1) was comprised of 6 regions, including 5 German states: Baden-Württemberg, Hamburg, Bayern, Hessen and Berlin, as well as Mazowieckie voivodship. The results of the research indicate significant differences between the regions where the urban centres with important metropolitan functions are located. Baden-Württemberg is the home of the oldest and most prestigious German universities, e.g. the universities in Heidelberg, Freiburg and in Tübingen (Kramer & Rudolf, 2010). This group includes two considerably significant states — Hamburg and Berlin — which undoubtedly have become the metropolitan areas of international recognition (Smętkowski, Jałowiecki & Gorzelak, 2009). Among the states, Hamburg obtained the best GDP *per capita* in PPS rate (206% of the EU average).

The class 2 included 8 regions, encompassing 7 states and only one voivodship — Małopolskie. This class contained one region of the Polish-German borderland — Sachsen which emerged as the region with the highest economic activity ratio in the age group 15–64 (ranked 1st among 32 regions of the aforementioned borderland) and recorded high share of human resources applied to the fields of science and technology in the total number of economically active population (ranked 4th). However, the region scored the lowest in terms of demographic dividend and unoccupied dwellings, ranking 32nd, last in both categories.

The class 3 proved to be the largest, covering 10 regions: 4 states and 6 voivodships. In this class, Dolnośląskie voivodship ranked the highest, standing out i.e. in terms of population at productive age (women and men aged 15–65 in total population (ranked 5th among 32 regions of Poland and Germany) and a number of students *per* 10 thous. of population (ranked 6th), followed by other regions from the Polish-German borderland area: Mecklenburg-Vorpommern, and Brandenburg. These states are very closely related as far as social and economic development is concerned. Mecklenburg-Vorpommern ranked 16th in terms of GDP *per capita*, and Brandenburg — 15th.

In the discussed classification, Polish voivodships ranked the lowest, forming the eight-element class, the weakest in terms of development (class 4). This group included 2 regions from the Polish-German borderland area: Zachodniopomorskie and Lubuskie voivodships. These areas proved to be distinguished due to high indicators of population at the productive age in total population (Zachodniopomorskie — 3rd and Lubuskie — 4th among the 32 regions of Poland and Germany) and low indicators of population past the productive age *per* 100 persons at the productive age (Zachodniopomorskie — 7th and Lubuskie — 3rd). However, the voivodships scored the lowest in terms of total expenditure on R&D and GDP (Zachodniopomorskie — 30th and Lubuskie — 32nd).

Conclusion

Conducted taxonomic analysis of socio-economic potential of the regions in Poland and in Germany, particularly considering the Polish-German borderland area, provided information on differentiation of this development and on

premises to mark out and plan the development directions in specific regions. Although it includes some significant guidelines for the development of strategic goals for each of the regions, it may not function as the only tool supporting decision-making process considering regional policy. It should be noticed that more than 27 years after the reunification of Germany, regional development disproportions among the states of former GDR and former Federal Republic of Germany are still noticeable (Jurkowska, 2014). The "new" states, within the territory of former GDR, show significant regional disproportions. In 2015 GDP *per capita* (except for Berlin) was between EUR 24,909 (in Mecklenburg-Vorpommern) and EUR 27,776 (in Saxony). GDP in Berlin, as a distinguished state, amounted to EUR 35,627 *per capita*, which is a value below the country average (EUR 37,127)³. It is also noteworthy that the current migration situation in Europe has an impact on the socio-economic situation of German and Polish regions. Moreover, in the settlement of the Polish population and immigrants from Africa and Asia in the country, unoccupied dwellings in the eastern lands by the Polish population has a significant impact on the relations between the inhabitants of the Polish-German borderland. Most likely, in the future, the formation of a new community on the Polish-German border will cause cultural, customary, religious and economic changes. It is noteworthy that the results of the above comparative analysis are preliminary and may be used to determine the strategic objectives of regional development in Poland and Germany.

dr inż. Barbara Jurkowska — Uniwersytet Zielonogórski

REFERENCE LIST

- Budnikowski, T. (2017). Niemiecki rynek pracy w 2016 r. *Biuletyn Instytutu Zachodniego*, (302). Retrieved from: <http://www.iz.poznan.pl/plik,pobierz,1847,4a44e3021e835738550e7f2fe6d6e242/302.pdf>.
- Bundesagentur für Arbeit. (2017). *Der Monatsbericht zum Arbeits- und Ausbildungsmarkt in Deutschland*. Retrieved from: <https://statistik.arbeitsagentur.de/Statistikdaten/Detail/201712/arbeitsmarktberichte/monatsbericht-monatsbericht/monatsbericht-d-0-201712-pdf>.
- Eurostat. (2016). *Twenty-one regions below half of the EU average*. Retrieved from: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/7192292/1-26022016-AP-EN.pdf/602b34e8-abba-439e-b555-4c3cb1dbbe6e>.
- Eurostat. (2017). *GDP per capita in 276 EU regions. Four regions over double the EU average and still nineteen regions below half of the average*. Retrieved from: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/7962764/1-30032017-AP-EN.pdf/4e9c09e5-c743-41a5-afc8-eb4aa89913f6>.
- Godlewska-Majkowska, H. (2011). Regionalny układ gospodarki. In: I. Fierla (Ed.), *Polska w Europie: Zarys geograficzno-ekonomiczny*, (343— 355). Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.

³ <https://de.statista.com>.

- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju i strukturę kwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, 4, 307—327.
- Jurkowska, B. (2014). The Federal States of Germany — Analysis and Measurement of Development Using Taxonomic Methods, *Oeconomia Copernicana*, 5(3), 49—73.
- Kramer, E., & Rudolf, K. M. (2010). *Wirtschaftliche, soziale und territoriale Lage Deutschlands (Metropolregion Rhein-Neckar)*. Brüssel: Europäisches Parlament.
- Kukuła, K. (2012). Propozycja budowy rankingu obiektów z wykorzystaniem cech ilościowych oraz jakościowych. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 13(1), 5—16.
- Nowak, E. (1990). *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Pietrzak, M., Balcerzak, A. (2016). *Assessment of Socio-Economic Sustainability in New European Union Members States in the years 2004—2012*. Retrieved from: http://www.badania-gospodarcze.pl/images/Working_Papers/2016_No_5.pdf.
- Piotrowska-Trybull, M. (2004). Analiza konkurencyjności polskich województw za pomocą metod taksonomicznych. In: W. Kosiedowski (Ed.), *Konkurencyjność regionów w okresie przechodzenia do gospodarki rynkowej. Międzynarodowa analiza porównawcza: Białoruś, Litwa, Łotwa i Polska*. Toruń: Uniwersytet Mikołaja Kopernika.
- Piotrowska-Trybull, M., Jurkowska, B. (2015). *Gminy wojskowe i powojenne w województwie lubuskim: konsekwencje i wyzwania w perspektywie rozwoju lokalnego*. Warszawa: Akademia Obrony Narodowej.
- Smętkowski, M., Jałowiecki, B. & Gorzelak, G. (2009). *Obszary metropolitalne w Polsce: problemy rozwojowe i delimitacja*. Warszawa: Uniwersytet Warszawski.
- Statistischen Bundesamtes. (2017). *Arbeitslose und Arbeitslosenquoten 1975—2016*. Retrieved from: http://www.sozialpolitik-aktuell.de/tl_files/sozialpolitik-aktuell/_Politikfelder/Arbeitsmarkt/Datensammlung/PDF-Dateien/abbIV33.pdf.
- The Economist Intelligence Unit. (2016). *A Summary of the Liveability Ranking and Overview. A report by The Economist Intelligence Unit*. Retrieved from: https://mn.kbs.co.kr/datafile/2016/08/0820_10.pdf.
- Walesiak, M. (2011). *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*. Wrocław: Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu.
- Zeliaś, A. (Ed.). (2000). *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Kraków: Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Zeliaś, A. & Malina, A. (1998). Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania warunków życia ludności w Polsce w latach 1994 i 1995. *Prace Naukowe. Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Marketingu w Chrzanowie*, (2), 23—44.

Przestrzenne zróżnicowanie potencjału społeczno-gospodarczego regionów Polski i Niemiec, ze szczególnym uwzględnieniem pogranicza polsko-niemieckiego

Streszczenie. *Celem artykułu jest zbadanie różnic występujących w wielu dziedzinach życia społeczno-gospodarczego pomiędzy województwami Polski a krajami związkowymi Niemiec. Szczególną uwagę zwrócono na województwa pogranicza polsko-niemieckiego: zachodniopomorskie, lubuskie i dolnośląskie oraz graniczące z nimi niemieckie kraje związkowe: Meklemburgię-Pomorze*

Przednie, Brandenburgię i Saksonię. W badaniu poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego Polski i Niemiec wykorzystano taksonomiczną metodę Hellwiga. Podstawę stanowiły dane za lata 2014—2017: dla Polski pochodzące z GUS, a dla Niemiec — ze Statistisches Bundesamt.

Z badania można wywnioskować, że największym atutem regionów Polski jest ich potencjał demograficzny. W połączeniu z możliwościami gospodarczymi i innowacyjnymi regionów Niemiec może się to stać impulsem do rozwoju pogranicza polsko-niemieckiego w wielu sferach życia społeczno-gospodarczego.

Słowa kluczowe: Polska, Niemcy, pogranicze polsko-niemieckie, miara rozwoju, analiza porównawcza.

Grażyna TRZPIOT

Regionalny wzrost gospodarczy a kapitał ludzki¹

Streszczenie. *Podstawowym celem polityki spójności jest redukcja różnic w rozwoju gospodarczym regionów. Determinanty podejmowanych działań są ciągle dyskutowane i poddawane badaniom. Istotnym czynnikiem wpływającym na sukces gospodarczy jest kapitał ludzki. W artykule przeprowadzono rozważania na temat pomiaru relacji zasobów kapitału ludzkiego i wzrostu gospodarczego w regionach. Wykorzystano dane GUS za lata 2010—2015. W badaniu, mającym na celu wskazanie zależności pomiędzy kapitałem ludzkim a poziomem rozwoju gospodarczego w regionach, zastosowano miernik kapitału ludzkiego (KL). Ustalono zależności mają charakter zmian nieliniowych.*

Słowa kluczowe: wzrost regionalny, PKB, kapitał ludzki, pomiar kapitału ludzkiego.

JEL: C20, C21, C14

Wspólne działania w Unii Europejskiej koncentrują się na wyrównywaniu różnic w rozwoju gospodarczym zarówno pomiędzy krajami członkowskimi, jak i pomiędzy regionami. Konkretnie przedsięwzięcia odbywają się na poziomie NUTS 2 lub NUTS 3. Ich ważnym elementem jest poznanie wartości zmiennych endogenicznych oraz egzogenicznych społeczno-ekonomicznych wpływających na wzrost gospodarczy. Zarówno zmiany demograficzne, jak i czynniki *stricte* ekonomiczne są powiązane z kapitałem ludzkim, który zdaje się stanowić jeden z kluczowych czynników determinujących innowacyjność i wzrost ekonomiczny, a to implikuje rozwój gospodarczy.

W artykule omówiony zostanie pomiar kapitału ludzkiego oraz relacji pomiędzy jego jakością a regionalnym rozwojem gospodarczym. Należy zaznaczyć, że

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji *Rozwój gospodarczy i przestrzenny Polski a realizacja polityki spójności*, która odbyła się 25 i 26 maja 2017 r. w Katowicach.

w przypadku tej tematyki badawczej i wskazywania powiązań rozwoju regionalnego oraz kapitału ludzkiego zazwyczaj utrudnieniem jest ograniczony dostęp do danych regionalnych.

WZROST GOSPODARCZY W UJĘCIU REGIONALNYM

Do opisu wzrostu gospodarczego jako procesu ekonomicznego można zastosować różne podejścia metodologiczne. Na potrzeby tego opracowania przyjęto wybrane zmienne endogeniczne w skali makroekonomicznej — produkt krajowy brutto (PKB), a w skali mikroekonomicznej — dochody gospodarstw domowych (z wyników badania budżetów gospodarstw domowych prowadzonego przez GUS).

PKB (Gross Domestic Product — GDP) to jeden z podstawowych mierników efektów pracy społeczeństwa danego kraju stosowany w rachunkach narodowych. Opisuje zagregowaną wartość dóbr i usług finalnych wytworzonych przez narodowe i zagraniczne czynniki produkcji na terenie kraju w określonej jednostce czasu.

W tablicy przedstawiono zróżnicowanie tej zmiennej w ujęciu regionalnym: jej wartość bezwzględną, udział procentowy, indeks wzrostu w porównaniu z rokiem 2010 i wartość w przeliczeniu na mieszkańca. Na mapie zobrazowano zaś procentowy udział województw.

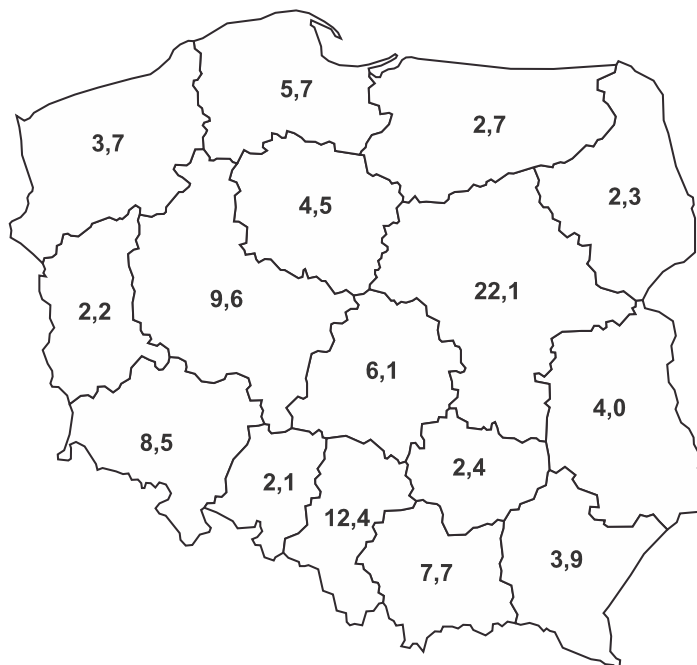
PKB W UJĘCIU REGIONALNYM W 2015 R.

PKB	Regiony					
	północny	północno-zachodni	centralny	wschodni	południowo-zachodni	południowy
Wartość bezwzględna w mln zł	213407	257977	467463	208217	175009	334267
Udział procentowy	12,9	15,6	28,2	12,6	10,6	20,2
Indeks wzrostu (2010=100)	107,1	108,3	109,2	107,1	107,7	107,5
<i>Per capita</i> w mln zł	36575	41574	59739	30820	44668	41976

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Najmniejszą wartość PKB (175009 mln zł) i jego najmniejszy udział (10,6%) odnotowano w regionie południowo-zachodnim, natomiast największą wartość (467463 mln zł) i największy udział w PKB Polski (28,2%) wypracowano w regionie centralnym. Zróżnicowanie regionalne jest znaczące, ponaddwukrotne w przypadku udziału w PKB pomiędzy regionem najsłabszym a najsilniejszym. Wartości indeksu o podstawie stałej z 2010 r. informują o równomiernym wzroście PKB (od 7,7% w regionie południowo-zachodnim do 9,2% w centralnym). Najmniejsza wartość PKB *per capita* (30820 mln zł) cechowała region wschodni, a największa (59739 mln zł) — znów region centralny.

Analizując udziały procentowe województw w tworzeniu PKB (mapa) można stwierdzić, że najniższy udział (2,1%) miało woj. opolskie, przy udziale 22,1% woj. mazowieckiego. Zróżnicowanie regionalne badanej zmiennej w tym ujęciu jest najwyraźniejsze.

PKB W UJĘCIU WOJEWÓDZKIM W 2015 R. W %

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wszystkie dane przedstawione w tabelcy i na mapie wskazują na dominację regionu centralnego.

W badaniu budżetów gospodarstw domowych uczestniczą gospodarstwa domowe jedno- lub wieloosobowe. Od 2005 r. istnieje podział na pięć podstawowych grup gospodarstw: pracowników, rolników, osób pracujących na własny rachunek, emerytów i rencistów oraz gospodarstwa utrzymujące się z niezarobkowych źródeł. Różnią się one wyłącznym lub głównym źródłem utrzymania. Może to być dochód z pracy najemnej (zarówno w sektorze publicznym, jak i prywatnym), dochód powstały z użytkowania gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie, dochód z pracy na własny rachunek bądź w wyniku wykonywania wolnego zawodu oraz emerytura lub renta. W przypadku gospodarstw utrzymujących się z niezarobkowych źródeł głównym źródłem mogą być zasiłki dla bezrobotnych lub inne świadczenia pieniężne albo niepieniężne, a także darowizny, alimenty, dochody z wynajmu nieruchomości itp.

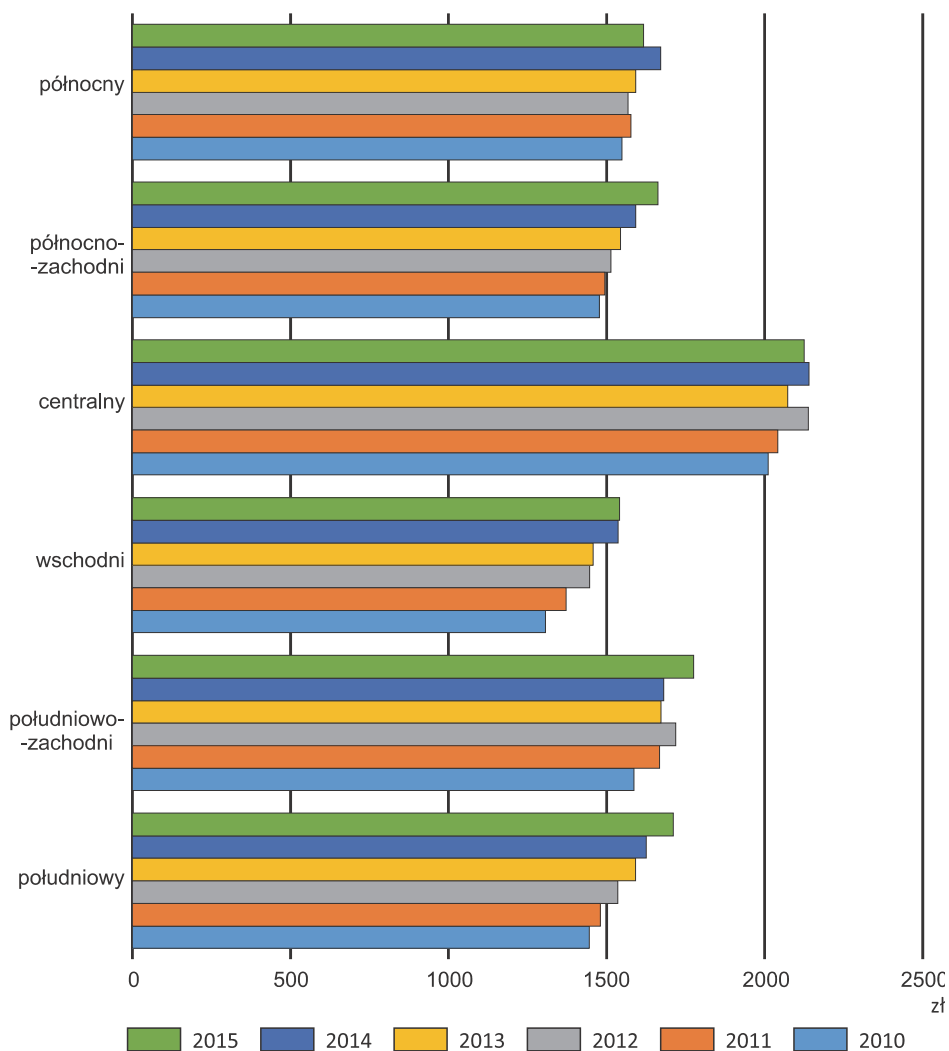
Badanie budżetów gospodarstw domowych dostarcza informacji o:

- poziomie i strukturze wydatków oraz źródłach uzyskiwania towarów i usług;
- poziomie spożycia podstawowych artykułów żywnościowych w ujęciu ilościowym oraz w przeliczeniu na wartości energetyczne i składniki odżywcze;
- cenach wybranych towarów i usług, za które płaci gospodarstwo domowe;

- poziomie i źródłach osiągniętych dochodów;
- wyposażeniu gospodarstw domowych w dobra trwałego użytkowania;
- warunkach mieszkaniowych;
- subiektywnej ocenie sytuacji materialnej gospodarstw domowych;
- strukturze demograficzno-społecznej gospodarstw domowych.

Spośród zmiennych uzyskiwanych z badania budżetów gospodarstw domowych w niniejszym opracowaniu wykorzystano przychody gospodarstw domowych (wykr. 1).

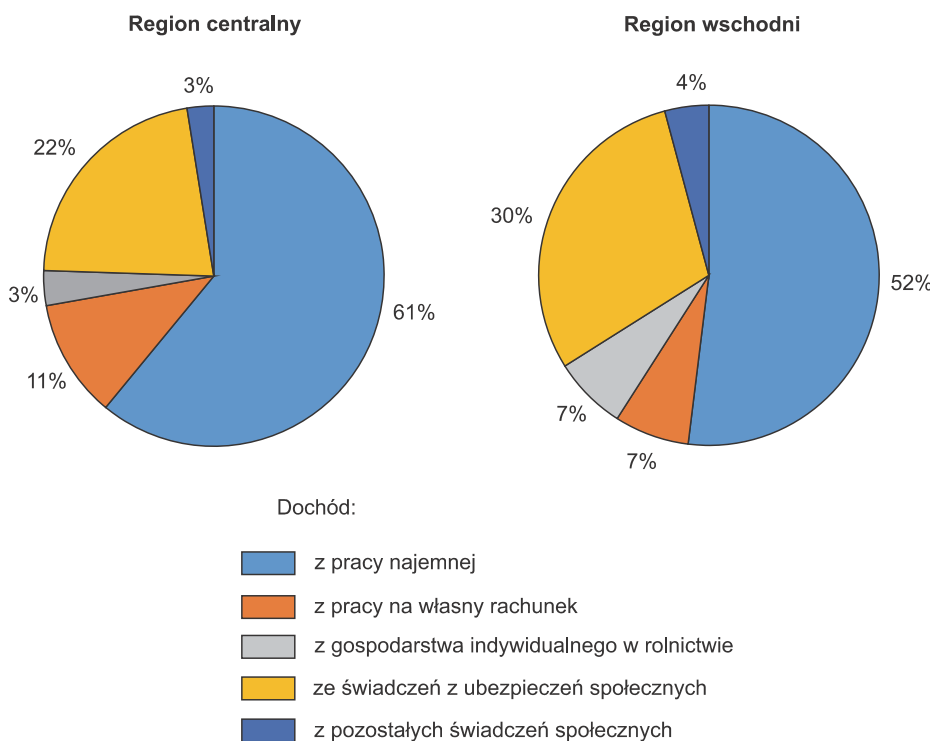
WYKR. 1. ŚREDNI MIESIĘCZNY PRZYCHÓD GOSPODARSTW DOMOWYCH W UJĘCIU REGIONALNYM



Źródło: jak przy tablicy.

Najniższe przychody notowano w regionach północnym i wschodnim, najwyższe — w regionie centralnym. W regionach wschodnim, południowym oraz północno-zachodnim tempo zmian przychodów w latach 2010—2015 miało stałą tendencję rosnącą.

WYKR. 2. STRUKTURA ŚREDNIEGO MIESIĘCZNEGO DOCHODU DO DYSPOZYCJI W REGIONACH CENTRALNYM I WSCHODNIM W 2015 R.



Źródło: jak przy tablicy.

Głównym składnikiem przychodów netto jest przychód rozporządzalny, w którego skład wchodzi m.in. dochód do dyspozycji, obejmujący dochód: z pracy najemnej, z pracy na własny rachunek, z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie, ze świadczeń z ubezpieczeń społecznych oraz z pozostałych świadczeń społecznych. Na wyk. 2 przedstawiono strukturę dochodu do dyspozycji w dwóch regionach różniących się udziałem przede wszystkim dochodu z pracy najemnej i dochodu z rolnictwa, co wiąże się z charakterem i strukturą zatrudnienia oraz strukturą demograficzną porównywanych regionów (Trzpiot, 2016).

*POMIAR KAPITAŁU LUDZKIEGO ORAZ PKB PER CAPITA
W REGIONACH POLSKI*

Dla całościowego objęcia skomplikowanego zagadnienia kapitału ludzkiego rozwinięto metody agregujące wiele zmiennych (podejście oparte na indeksach). Do podstawowych wskaźników wykorzystywanych w tym celu zaliczamy w zakresie:

- demografii — m.in. liczbę, podział i strukturę wiekową ludności;
- zdrowia — m.in. stan zdrowia, dostęp do służby zdrowia i oczekiwaną długość życia;
- edukacji — m.in. poziom wykształcenia i jakość kształcenia;
- rynku pracy — m.in. wynagrodzenia i stan bezrobocia;
- nowoczesnych kwalifikacji — m.in. technologię i innowacje, czyli umiejętność korzystania z nowych technologii (Miciuła i Miciuła, 2015).

Celem omawianego badania jest wskazanie zależności zachodzących pomiędzy kapitałem ludzkim a poziomem rozwoju gospodarczego w regionach na podstawie danych GUS za 2015 r. Zaproponowano miarę agregującą 15 zmiennych podzielonych na pięć grup:

1) nauka, wiedza i technologie:

- zatrudnieni w działalności badawczej i rozwojowej (B+R) w % (X_1),
- przedsiębiorstwa ponoszące nakłady na działalność innowacyjną w % ogółu przedsiębiorstw w przemyśle (X_2),
- nakłady na działalność B+R — relacja do PKB w % w 2013 r. (X_3);

2) edukacja:

- dzieci objęte edukacją w wieku powyżej 5 lat w % ludności w grupie wieku odpowiadającej temu poziomowi nauczania (X_4),
- wydatki na edukację przypadające na osobę w gospodarstwach domowych w % (X_5),
- uczniowie szkół ponadgimnazjalnych w wieku 16—18 lat w % ludności w grupie wieku odpowiadającej temu poziomowi nauczania (X_6);

3) zdrowie:

- przeciętne trwanie życia mężczyzn (X_7),
- przeciętne trwanie życia kobiet (X_8),
- liczba lekarzy przypadająca na 10 tys. ludności (X_9);

4) rynek pracy:

- stopa bezrobocia (X_{10}),
- poziom wynagrodzeń, Polska =100 (X_{11}),
- współczynnik aktywności zawodowej (X_{12});

5) demografia:

- współczynnik obciążenia demograficznego (ludność w wieku nieprodukcyjnym przypadająca na 100 osób w wieku produkcyjnym) (X_{13}),

- ludność w miastach w % ogółu ludności (X_{14}),
- ludność w wieku poprodukcyjnym w % ogółu ludności (X_{15}).

Wśród wymienionych zmiennych za destymulanty uznano stopę bezrobocia, współczynnik obciążenia demograficznego oraz liczbę ludności w wieku poprodukcyjnym.

Zagregowaną miarę kapitału ludzkiego dla i -tego regionu (KL_i) zdefiniowano, a następnie obliczono jako nieważoną średnią z indywidualnych cech Z_j po unitaryzacji:

$$KL_i = \frac{1}{15} \sum_{j=1}^{15} z_{ij} \quad (1)$$

$$\text{gdzie } z_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - \min\{x_{ij}\}}{\max\{x_{ij}\} - \min\{x_{ij}\}}, & \text{gdy } x_i \text{ jest stymulantą} \\ \frac{\max\{x_{ij}\} - x_{ij}}{\max\{x_{ij}\} - \min\{x_{ij}\}}, & \text{gdy } x_i \text{ jest destymulantą} \end{cases}$$

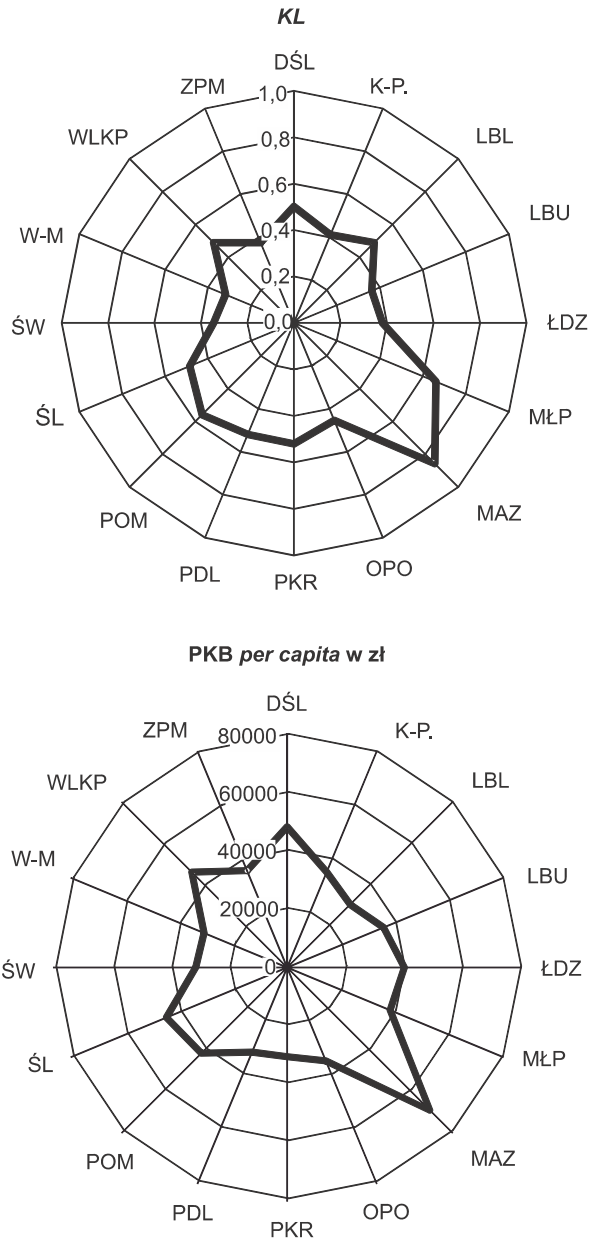
przy czym $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$,
 n — liczba obiektów,
 m — liczba zmiennych (tu: 15).

Wyznaczone wartości miernika KL obliczone dla województw Polski w zestawieniu z wartościami PKB *per capita* przedstawiono na wykr. 3. Największe wartości badanych cech zaobserwowano w woj. mazowieckim (KL — 0,856, PKB *per capita* — 69043 zł). W przypadku pozostałych województw występowała asocjacja dodatnia pomiędzy wartościami badanych cech.

Wartości analizowanych zmiennych ujęto również jako diagram korelacyjny (wykr. 4). Potwierdził on obecność obserwacji odstającej, którą jest woj. mazowieckie. Kolejne województwo o wysokiej wartości KL (0,661) to małopolskie, przy czym PKB *per capita* nie jest tu wysokie (38157 zł). Najslabiej wypada woj. warmińsko-mazurskie z KL wynoszącym 0,318 i PKB *per capita* w wysokości 30764 zł. Obserwowana zależność w badanej grupie nie ma charakteru liniowego.

Następnie zweryfikowano autokorelację przestrzenną. W tym celu posłużono się statystyką Morana, za pomocą której testuje się stopień skorelowania pomiędzy lokalizacjami przestrzennymi (Suchecki, 2010, s. 113). Wyznaczono statystykę Morana I, służącą do testowania globalnej autokorelacji przestrzennej według schematu opisanego macierzą wag. Do obliczeń stosuje się miarę podobieństwa iloczynów krzyżowych odchyleń od średniej. Rozkład statystyki Morana jest asymptotycznie normalny.

WYKR. 3. WARTOŚCI MIERNIKA KL I PKB PER CAPITA WEDŁUG WOJEWÓDZTW W 2015 R.

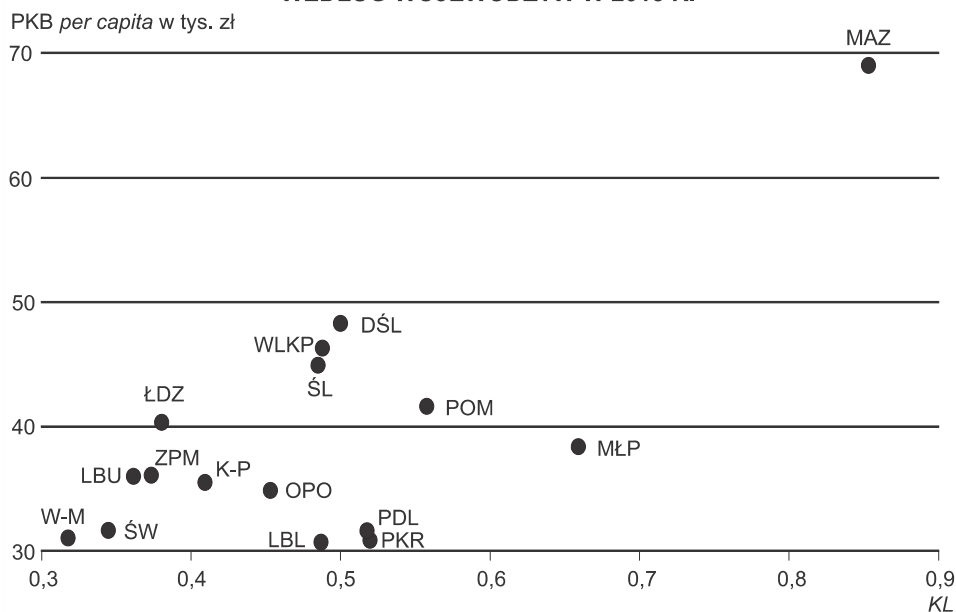


U w a g a. DŚL — dolnośląskie, K-P — kujawsko-pomorskie, LBL — lubelskie, LBU — lubuskie, ŁDZ — łódzkie, MŁP — małopolskie, MAZ — mazowieckie, OPO — opolskie, PKR — podkarpackie, PDL — podlaskie, POM — pomorskie, ŚL — śląskie, ŚW — świętokrzyskie, W-M — warmińsko-mazurskie, WLKP — wielkopolskie, ZPM — zachodniopomorskie.

Ź r ó d ł o: jak przy tablicy.

Przeprowadzone wnioskowanie statystyczne² dało następujące wyniki: wartość statystyki Morana I dla zmiennej *KL* wyniosła $-0,2424$ (p -value = 0,8814), natomiast dla zmiennej *PKB per capita* wyniosła $-0,2246$ (p -value = 0,8559). Z obliczeń przeprowadzonych osobno dla zmiennych *KL* i *PKB per capita* wynika brak zależności przestrzennej. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ statystyka ta jest nieistotna, nie występuje zatem istotna statystycznie tendencja do grupowania się województw o podobnym poziomie *KL* ani *PKB per capita*.

**WYKR. 4. PKB PER CAPITA WZGLĘDEM MIERNIKA KL
WEDŁUG WOJEWÓDZTW W 2015 R.**



U w a g a. Jak przy wykr. 3.

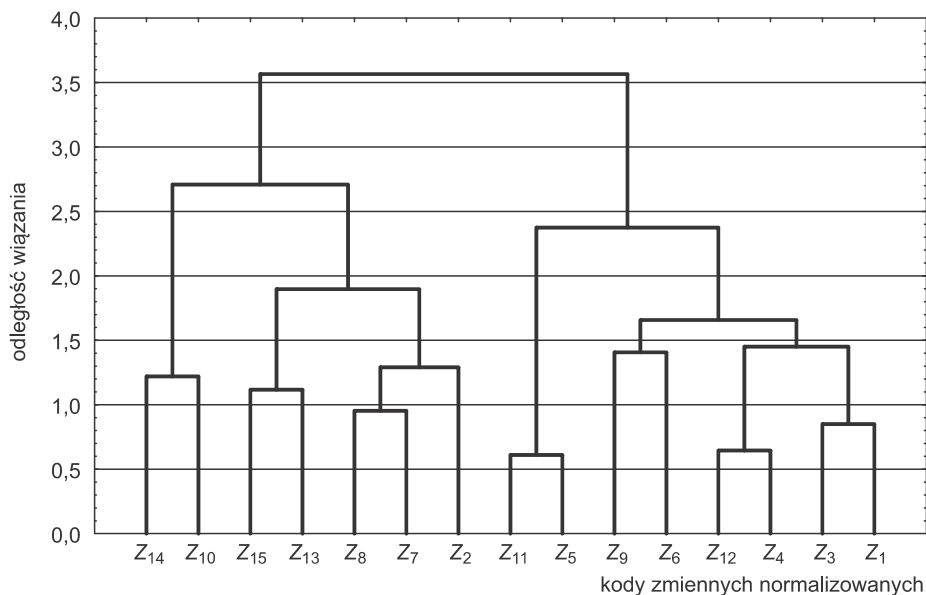
Ź r ó d ł o: jak przy tablicy.

Do opisu badanego zjawiska w ujęciu wojewódzkim zastosowano również klasyfikację zmiennych makroekonomicznych wykorzystanych do obliczenia miary *KL* (zmiennie Z_j po unitaryzacji). Posłużono się metodą Warda z odległością euklidesową (Trzpiot, 2014). Klasyfikacja przeprowadzona dla województw (wykr. 5) wskazuje na zbliżone odległości pomiędzy zmiennymi.

Następnie przeprowadzono analizę dla regionów Polski. Wyznaczone wartości miernika *KL* w zestawieniu z wartościami *PKB per capita* przedstawiono na wykr. 6. Maksymalnymi wartościami badanych cech charakteryzował się region centralny (*KL* — 0,78, *PKB per capita* — 59739 zł). W pozostałych regionach, tak jak w województwach, zachowana była asocjacja dodatnia pomiędzy wartościami badanych cech.

² Obliczenia wykonano w programie R.

WYKR. 5. KLASYFIKACJA ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH WYKORZYSTANYCH DO OBLICZENIA MIERNIKA *KL* W UJĘCIU WOJEWÓDZKIM W 2015 R.



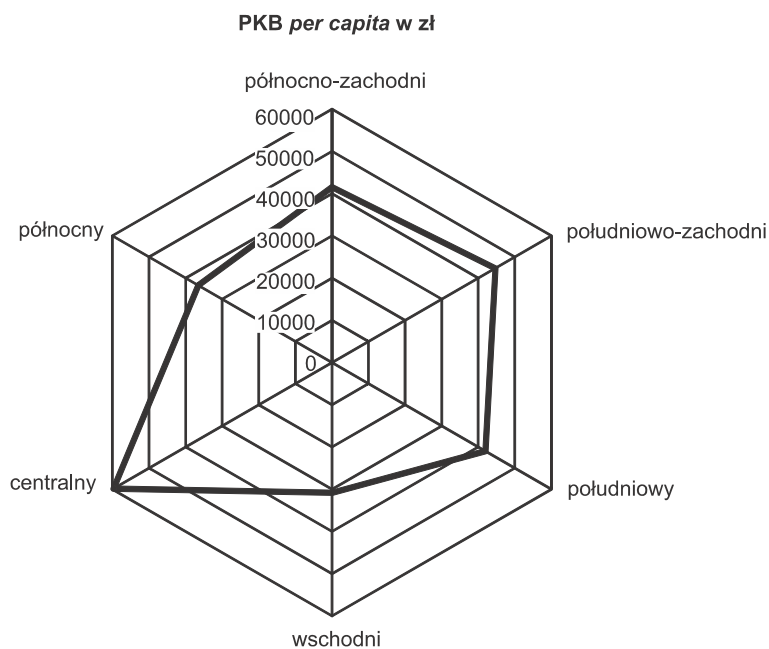
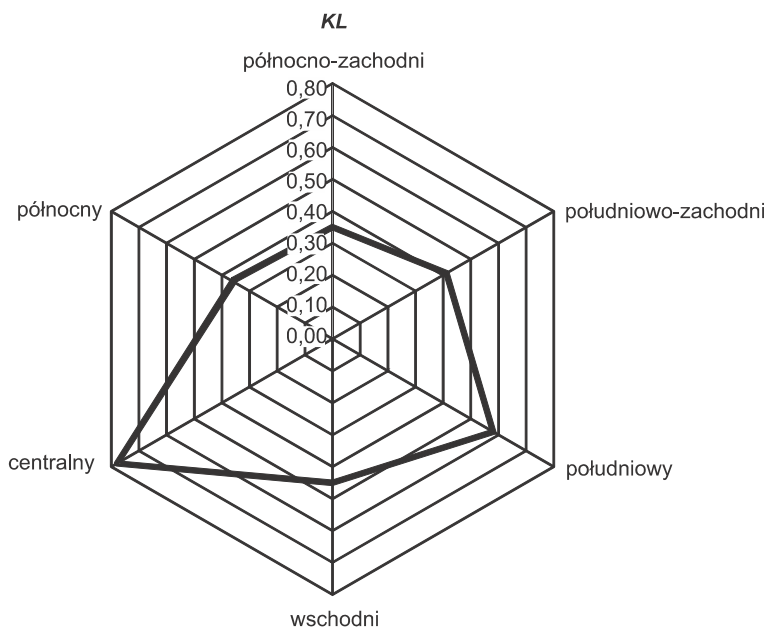
Źródło: jak przy tablicy.

Analogicznie jak w przypadku województw wykonano diagram korelacyjny dla wartości analizowanych zmiennych (wykr. 7). Potwierdził on obecność obserwacji odstającej — jest to region centralny (*KL* — 0,78, PKB *per capita* — 59739 zł). Wysoką wartością *KL* (0,58) odznacza się również region południowy, którego PKB *per capita* wynosi 41976 zł.

Do klasyfikacji zmiennych makroekonomicznych wykorzystanych do obliczenia miary *KL* w ujęciu regionalnym (zmiennie Z_j po unitaryzacji) wykorzystano metodę Warda z odległością euklidesową (wykr. 8). Można tu wskazać skupienia zmiennych; odległości są zróżnicowane, a najmniejsze obserwuje się pomiędzy zmiennymi Z_5 i Z_{12} oraz Z_4 i Z_{11} .

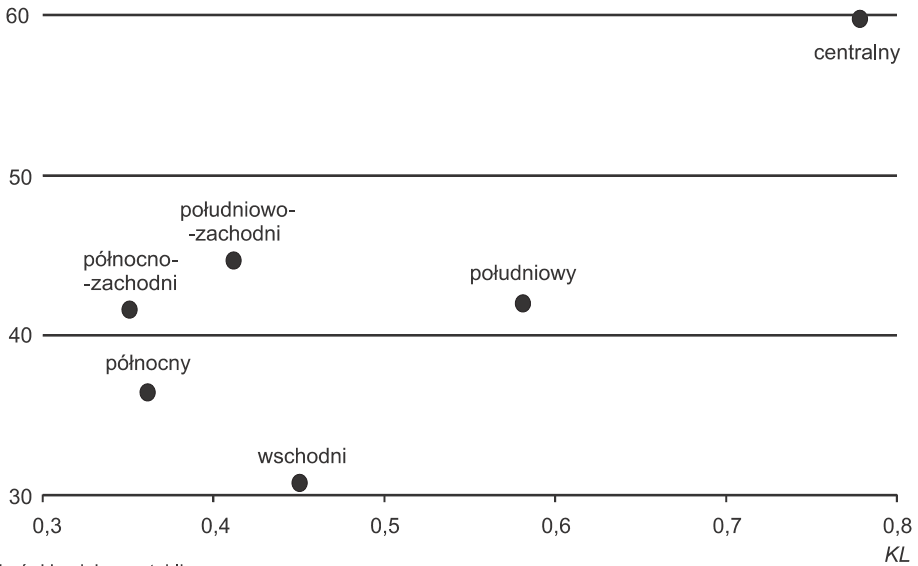
Na podstawie informacji uzyskanych z obserwacji korelacji oraz klasyfikacji zmiennych (wykr. 7 i 8) przeprowadzono analizę regresji. Zmienną objaśnianą stanowił PKB *per capita* w 2015 r. (po standaryzacji), a zbiór zmiennych objaśnianych — wszystkie zmienne makroekonomiczne (po unitaryzacji) wykorzystane do obliczenia *KL*. Wykorzystano regresję krokową w celu doboru zmiennych do modelu oraz specyfikacji parametrów modelu regresyj³.

³ Obliczenia wykonano w programie *Statistica*.

**WYKR. 6. WARTOŚCI MIERNIKA KL I PKB PER CAPITA WEDŁUG REGIONÓW
W 2015 R.**

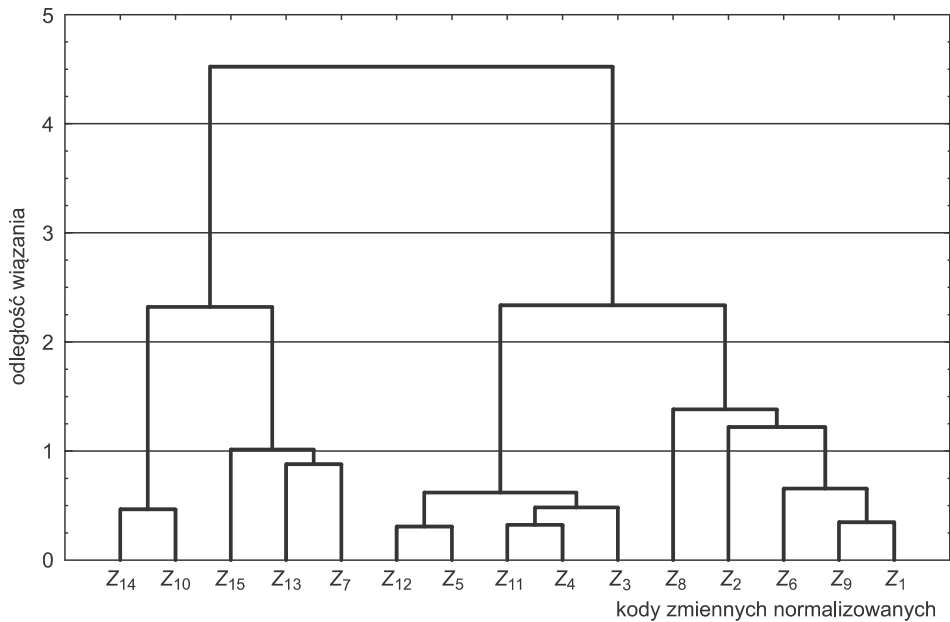
**WYKR 7. PKB PER CAPITA WZGLĘDEM MIERNIKA KL WEDŁUG REGIONÓW
W 2015 R.**

PKB per capita w tys. zł



Źródło: jak przy tablicy.

**WYKR 8. KLASYFIKACJA ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH
WYKORZYSTANYCH DO OBLICZENIA MIERNIKA KL W UJĘCIU REGIONALNYM
W 2015 R.**



Źródło: jak przy tablicy.

Przyjąwszy liniową postać modelu, zgodnie z metodą regresji krokowej szacowania parametrów, jako najlepiej dopasowany model zapisano równanie:

$$PKB_{2015} = 0,09 Z_2 + 0,46 Z_{10} + 0,53 Z_{11} + 0,3 Z_{12} - 0,08 Z_{14} \quad (2)$$

Model uwzględnia pięć z 15 wybranych do badania zmiennych makroekonomicznych. Są to: przedsiębiorstwa ponoszące nakłady na działalność innowacyjną w % ogółu przedsiębiorstw w przemyśle (Z_5), stopa bezrobocia (Z_{10}), poziom wynagrodzeń, Polska=100 (Z_{11}), współczynnik aktywności zawodowej (Z_{12}) oraz liczba ludności w miastach w % ogółu ludności (Z_{14}). Ujemny wpływ na PKB miała liczba ludności w miastach w % ogółu ludności (Z_{14}); pozostałe zmienne miały dodatni wpływ, a najistotniejszymi z nich były poziom wynagrodzeń, Polska=100 (Z_{11}), ze współczynnikiem regresji 0,53, oraz stopa bezrobocia (Z_{10}), ze współczynnikiem regresji 0,46.

Podsumowanie

Przeprowadzono badanie relacji pomiędzy rozwojem gospodarczym a kapitałem ludzkim w ujęciu regionalnym oraz wojewódzkim. Wskazano zależności pomiędzy PKB *per capita* a zdefiniowaną miarą kapitału ludzkiego *KL*. Do wyznaczenia wartości *KL* wykorzystano 15 zmiennych endogenicznych.

W badaniu wykazano brak zależności przestrzennych *KL* oraz PKB *per capita* zarówno w przypadku województw, jak i regionów. Stwierdzono, że obserwowane zależności pomiędzy PKB *per capita* a *KL* nie mają charakteru liniowego oraz że w zbiorach występuje obserwacja odstająca — odpowiednio woj. mazowieckie i region centralny. Klasyfikacja województw wskazała na zbliżone odległości pomiędzy zmiennymi. Model liniowy dla zmiennej PKB *per capita* pozwolił na wskazanie dwóch zmiennych makroekonomicznych — poziomu wynagrodzeń, Polska=100 (Z_{11}) i stopy bezrobocia (Z_{10}) — jako istotnie wpływających na PKB. Agregacja regionalna pozwala na wskazanie istotnych dla PKB zmiennych objaśniających, służących do pomiaru kapitału ludzkiego poprzez wyznaczenie zaproponowanej miary *KL*.

prof. dr hab. Grażyna Trzpiot — Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

LITERATURA

- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Harvard University Press.
- Golejewska, A. (2012). *Kapitał ludzki, innowacje i instytucje a konkurencyjność regionów Europy Środkowej i Wschodniej*. Warszawa: Centrum Europejskie Natolin.
- Klimczuk, A. (2009). *Kapitał społeczny Polaków a rozwój społeczno-ekonomiczny*. Warszawa: Wydawnictwo UKSW.

- Luszniewicz, A., Słaby, T. (2001). *Statystyka z pakietem komputerowym StatisticaTMPL*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. BECK.
- Miciuła, I., Miciuła, K. (2015). Metody pomiaru wartości kapitału ludzkiego. *Współczesne Problemy Ekonomiczne*, (11), 11—25.
- Suhecki, B. (red.). (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. BECK.
- Trzpiot, G. (red.). (2014). *RExcel w analizie danych*. Katowice: Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach.
- Trzpiot, G. (2016). Dynamika zróżnicowania wybranych procesów demograficznych. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (290), s. 13—26.
- Zakrzewska, M. (2013). Uwarunkowania rozwoju kapitału społecznego w Polsce. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, (32).

Summary. *The primary objective of cohesion policy is to reduce the differences in the economic development of the regions. The determinants of taken actions are the subject of research and discussion. An important factor in economic success is human capital. The article discusses the measurement of the relations between human capital resources and economic development in regions. Data of Statistics Poland for the years 2010—2015 were used. In the study, aimed at indicating the relationship between human capital and the level of economic development in the regions, a measure of human capital (HC) was applied. The established dependencies are of a non-linear nature.*

Keywords: regional development, GDP, human capital, measurement of human capital.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — lipiec 2018 r.

W lipcowej ofercie wydawniczej zwracają uwagę: **Zeszyt metodologiczny. Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności**, publikacja okolicznościowa **A picture of Poland. Statistics for SDGs** oraz opracowanie cykliczne **Ochrona zdrowia w gospodarstwach domowych w 2016 r.**



Zeszyt metodologiczny. Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności poświęcono w całości BAEL oraz towarzyszącym mu badaniom modułowym. Opracowanie zapoczątkowuje cykl publikacji opisujących metody badań statystycznych z obszaru rynku pracy, zamierzonych jako uzupełnienie i uszczegółowienie wiedzy zebranej w *Zasadach metodycznych rynku pracy i wynagrodzeń* (GUS, 2008).

Zeszyt składa się z czterech rozdziałów. W pierwszym przedstawiono cel badania, jego podstawę prawną, zakres podmiotowy i przedmiotowy oraz rys historyczny, a także sposób jego organizacji. Rozdział drugi dotyczy metodologii BAEL, w trzecim omówiono sposób prezentowania i udostępniania wyników, a czwarty poświęcono badaniom modułowym.

W **Zeszycie** zebrano podstawowe informacje o BAEL, a ściślej — o grupie badań dotyczących podobnego zagadnienia. Przedstawiono cel, jakiemu mają służyć, w odniesieniu do krajowych i międzynarodowych aktów prawnych lub rekomendacji. Publikacja zawiera ponadto obowiązujące definicje i stosowane klasyfikacje. W wersji elektronicznej przewidziano wprowadzanie na bieżąco aktualizacji i uzupełnień o odpowiednie odniesienia (w postaci linków). Zapisy na temat historii tych zmian umożliwią czytelnikom szybki dostęp do informacji, bez konieczności przeszukiwania wcześniejszych publikacji. Stanowi to duże uła-

twienie dla użytkowników danych w przypadku prezentacji i analizy dłuższych szeregów czasowych.

Opracowanie jest dostępne na stronie GUS w polskiej wersji językowej.



W 2015 r. Polska została jednym ze 193 sygnatariuszy Rezolucji ONZ w sprawie Agendy 2030 na rzecz zrównoważonego rozwoju. Postępy we wdrażaniu Celów Zrównoważonego Rozwoju (Sustainable Development Goals — SDGs) po raz pierwszy przedstawiono w lipcu 2018 r. podczas krajowych przeglądów na Forum Politycznym Wysokiego Szczebla ONZ. Z tej okazji GUS, jako koordynator monitorowania realizacji SDGs w Polsce, przygotował publikację **A picture of Poland. Statistics for SDGs**. Jej głównym celem jest przybliżenie czytelnikom z innych państw obrazu naszego kraju oraz roli, jaką Polska ma do odegrania w osiągnięciu celów Agendy 2030. Dobór informacji zawartych w publikacji został podyktowany priorytetami rozwojowymi, które wskazano w dokumencie *Realizacja Celów Zrównoważonego Rozwoju w Polsce. Raport 2018*, przygotowanym na tegoroczny przegląd przez Ministerstwo Przedsiębiorczości i Technologii.

Opracowanie, skierowane głównie do odbiorców zagranicznych, jest dostępne na stronie GUS wyłącznie w języku angielskim.



Publikacja pt. **Ochrona zdrowia w gospodarstwach domowych w 2016 r.** zawiera analizę wyników ósmej edycji badania popytu na usługi opieki zdrowotnej w gospodarstwach domowych, zrealizowanego w 2017 r. Badanie dostarczyło informacji o problemach, jakie gospodarstwa domowe napotykały przy korzystaniu z usług systemu opieki zdrowotnej w 2016 r. Waga ochrony zdrowia i występujące od lat niedostatki w tej dziedzinie sprawiają, że temat jest istotny.

GUS od lat 90. XX w. prowadzi cykliczne badanie ankietowe dotyczące popytu gospodarstw domowych na usługi opieki zdrowotnej. Wyniki, publikowane z częstotliwością od trzech do pięciu lat, stanowią wsparcie informacyjne m.in. w realizacji polityk w obszarze opieki zdrowotnej. Porównanie z wynikami badań z lat poprzednich umożliwia śledzenie zmian m.in. w sposobie korzystania z opieki zdrowotnej,

wielkości i strukturze wydatków gospodarstw domowych na ten cel, a także w subiektywnych ocenach jakości usług w tej dziedzinie.

Publikację przygotowano w wersji polsko-angielskiej; dostępna jest także na stronie internetowej Urzędu. Po raz pierwszy tablice statystyczne zamieszczone w *Aneksie* są edytowalne.

W lipcu br. roku ukazały się także:

- *Aktywność ekonomiczna ludności Polski I kwartał 2018 r.*,
- *Atlas statystyczny województwa lubelskiego*,
- *Atlas statystyczny województwa opolskiego*,
- *Atlas statystyczny województwa śląskiego*,
- *Atlas statystyczny województwa warmińsko-mazurskiego*,
- „Biuletyn Statystyczny” nr 6/2018,
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — maj 2018 r.*,
- *Efekty działalności budowlanej w 2017 r.*,
- *Efektywność wykorzystania energii w latach 2006—2016*,
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w pierwszym półroczu 2018 r.*,
- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — lipiec 2018*,
- *Mały Rocznik Statystyczny Polski 2018*,
- „Poland Quarterly Statistics” No. 1/2018,
- *Polska w Unii Europejskiej 2018* (folder),
- *Powierzchnia i ludność w przekroju terytorialnym w 2018 r.*,
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w czerwcu 2018 r.*,
- *Produkcja wyrobów przemysłowych w 2017 r.*,
- *Przemysł — wyniki działalności w 2017 r.*,
- „Wiadomości Statystyczne” nr 7/2018 (686),
- *Zwierzęta gospodarskie w 2017 r.*

Oprac. **Justyna Gustyn**

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści, Autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do recenzji osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które w ocenie kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Recenzowanie artykułów odbywa się zgodnie z jednym z dwóch systemów rekomendowanych przez MNiSW — stosowana jest zasada single-blind. Szczegółowe informacje dotyczące procedury recenzowania, kryteria oceny oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.
- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - o nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *ghostwriting*;
 - o podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *guest authorship*.

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

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

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

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

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

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

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

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

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

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

Informacje dotyczące wymaganej formy oraz kompletności artykułów przesyłanych do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy przysyłać pocztą elektroniczną pod adresem:

a.swiderska@stat.gov.pl
Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
Główny Urząd Statystyczny
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Tytuł powinien być podany w językach polskim i angielskim. Konieczne jest dołączenie skróconej informacji (streszczenia) treści artykułu (ok. 10 wierszy) w językach polskim i angielskim. **Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (*Journal of Economic Literature*).
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez Autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub telefonicznie: 22 608 32 25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

Artykuł powinien mieć optymalną objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—20 stron przygotowanych zgodnie z poniższymi wytycznymi:

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.

2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Arial, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Arial, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy i schematy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje*: stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html.
9. Tablice — koniecznie w formie edytowalnej — należy zamieszczać w tekście zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. **w**, **x_i**, **Z**).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

Zasady przywoływania pracy w tekście:

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

Przykład zapisu:

Jak stwierdza Iksiński (2001)...

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

- b. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przy-

padku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

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

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

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

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

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

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003)...

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

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

Przykład zapisu:

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

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

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

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

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

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

Przykład zapisu:

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

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

15. Wykaz literatury powinien być zamieszczony na końcu opracowania. Prace należy zapisać alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora/autorów należy je uporządkować według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora/autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji, porządkując prace alfabetycznie według tytułu.

Zapis dotyczący każdej nowej pracy należy zacząć bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a w kolejnych wierszach zapisu stosować wcięcie 0,4 cm.

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

- a. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik* (zeszyt), strona początku—strona końca.
 - b. Artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (*issues*) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym, po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca.
 - c. Jeśli artykuł ma numer DOI (*Digital Object Identifier*), należy podać go na końcu zapisu bibliograficznego:
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca. DOI: xxxxx.
 - d. Książka:
Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - e. Książka napisana pod redakcją:
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - f. Rozdział w pracy zbiorowej:
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - g. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany tekst:
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
 17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane do Autora z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań Redakcji.

Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące etyki statystycznej. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane tu 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 obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wyników informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania, wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. 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 (w tym eksperymentów i pokazów) 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.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

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