

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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



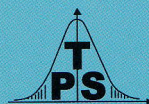
WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
PAŹDZIERNIK 2016

Nr **10** (665)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
PAŹDZIERNIK 2016

Nr **10** (665)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

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

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

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

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Piotr Wójcik</i> — Estymacja jądrowa w badaniach regionalnej konwergencji	7
--	---

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Anna Kołodziejczak, Tomasz Kossowski</i> — Wykorzystanie metody autokorelacji przestrzennej do analizy ubóstwa na obszarach wiejskich	22
<i>Wiesława Gierańczyk</i> — Sytuacja osób młodych w Polsce na tle państw europejskich	33
<i>Dorota Wyszowska, Anna Rogalewska</i> — Wskaźniki zielonej gospodarki dla Polski oraz pozostałych krajów Unii Europejskiej	54

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Działalność Rady Statystyki w I półroczu 2016 r. (oprac. <i>Elżbieta Sudnicka</i>)	75
XVII konferencja <i>Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych</i> (oprac. <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	81
Wydawnictwa GUS — wrzesień 2016 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	89

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Wójcik</i> — Kernel density estimation in regional convergence studies	7
---	---

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Anna Kołodziejczak, Tomasz Kossowski</i> — Using the spatial autocorrelation method to analyse poverty in rural areas	22
<i>Wiesława Gierańczyk</i> — The situation of young people in Poland against European countries	33
<i>Dorota Wyszowska, Anna Rogalewska</i> — Green economy indicators for Poland and other European Union countries	54

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Activities of the Statistical Council in the I—VI 2016 period (by <i>Elżbieta Sudnicka</i>)	75
XVII Conference <i>Quantitative methods in economic research</i> (by <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	81
Publications of the CSO of Poland in September 2016 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	89

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Пиотр Вуйчик</i> — Ядерная оценка в обследованиях региональной конвергенции	7
--	---

СТАТИСТИКА НА ПРАКТИКЕ

<i>Анна Колодзейчак, Томаш Коссовски</i> — Использование метода пространственной автокорреляции для анализа бедности в сельских районах	22
---	----

<i>Веслава Гераньчик</i> — Положение молодежи в Польше на фоне европейских стран	33
--	----

<i>Дорота Вышковска, Анна Рогалевска</i> — Показатели зеленой экономики для Польши и остальных стран Европейского союза	54
---	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Деятельность Совета статистики в I половине 2016 г (разраб. <i>Эльжбета Судницка</i>)	75
--	----

XVII конференция <i>Количественные методы в экономических обследованиях</i> (разраб. <i>Моника Зелиньска-Ситкевич</i>)	81
---	----

Публикации ЦСУ — сентябрь 2016 г. (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	89
---	----

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr WÓJCIK

Estymacja jądrowa w badaniach regionalnej konwergencji

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie nieparametrycznej metody estymacji jądrowej jako narzędzia do empirycznej weryfikacji hipotezy o konwergencji regionalnej, w tym konwergencji grup gmin (klubów). Omówiono, jak taka estymacja uzupełnia inne metody stosowane w badaniach zjawiska konwergencji. W badaniu zastosowano tę metodę do analizy konwergencji osiągnięć edukacyjnych uczniów w Polsce w okresie 2003—2013. Osiągnięcia edukacyjne zmierzono na podstawie wyników egzaminów gimnazjalnych w zakresie profilu matematyczno-przyrodniczego w układzie gmin. Badanie wskazuje na występowanie konwergencji regionalnej wyników egzaminów, przy czym w przypadku analizy okresów trzyletnich stwierdzono występowanie konwergencji klubów, w której gminy o najsłabszych rezultatach egzaminów stanowią odrębny klub.*

Słowa kluczowe: konwergencja regionalna, osiągnięcia edukacyjne, gminy, estymacja jądrowa, warunkowa funkcja gęstości, metoda adaptacyjna.

Estymacja jądrowa jest jedną z popularnych nieparametrycznych metod statystycznych służących do szacowania nieznannej funkcji gęstości zmiennej losowej na podstawie skończonej próbkii. Metoda ta ma wiele praktycznych zastosowań, np. w przetwarzaniu sygnałów *data mining* czy ekonometrii (Silverman, 1986; Wand i Jones, 1995; Jeffrey, 1996; Wolfgang, Marlene, Stefan i Axel, 2004; Alexandre, 2009). W analizach regionalnych estymatory jądrowe mogą służyć do analizowania zmian rozkładu badanej zmiennej w czasie. Porównanie może być przeprowadzone przez zestawienie w jednym układzie współrzędnych oszacowanych jednowymiarowych funkcji gęstości, pokazujących rozkład analizo-

wanej zmiennej w kolejnych okresach. Z kolei oszacowanie dwuwymiarowej warunkowej funkcji gęstości może służyć wnioskowaniu o występowaniu regionalnej konwergencji poprzez analizę mobilności wewnątrz rozkładu, czego analiza jednowymiarowa nie umożliwia.

Celem artykułu jest omówienie zastosowania warunkowej estymacji jądrowej w modelowaniu regionalnej konwergencji. W pierwszej jego części omówiono pojęcie konwergencji. Następnie zaprezentowano estymację jądrową jako metodę badania regionalnej konwergencji. Ostatnią część opracowania stanowi empiryczne zastosowanie tej metody do analizy konwergencji osiągnięć edukacyjnych polskich uczniów, mierzonych wynikami egzaminów gimnazjalnych na poziomie gmin w okresie 2003—2013. Wykresy zamieszczone w artykule wygenerowano z wykorzystaniem oprogramowania statystycznego R CRAN¹.

POJĘCIE KONWERGENCJI

Konwergencją w literaturze makroekonomicznej nazywane jest upodabnianie się do siebie krajów lub regionów pod względem poziomu rozwoju². Jest ona jednym z wniosków płynących z neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego (Solow, 1956). Rozróżnia się kilka koncepcji konwergencji — najważniejsze z nich to typu *beta* i typu *sigma* — obie stanowią tzw. klasyczne podejście do badania konwergencji (Sala-i-Martin, 1996). Koncepcja konwergencji typu *beta* zakłada, że kraje lub regiony początkowo biedniejsze będą rozwijały się szybciej niż bogatsze, dzięki czemu w długim okresie dojdzie do wyrównania poziomu ich dochodu. Z kolei konwergencja typu *sigma* zakłada, że zróżnicowanie poziomu zamożności między porównywanymi jednostkami terytorialnymi będzie się zmniejszało (porównuje się odchylenie standardowe lub współczynnik zmienności analizowanej zmiennej w kolejnych okresach). Zjawisko przeciwne do konwergencji nazywane jest dywergencją (Barro i Sala-i-Martin, 1992).

Badanie konwergencji czy dywergencji nie musi dotyczyć zmiennych mierzących zamożność — można analizować upodabnianie się regionów do siebie pod względem dowolnego wskaźnika społeczno-gospodarczego, m.in. stopy bezrobocia, poziomu edukacji, zdrowia czy preferencji politycznych (Tyrowicz i Wójcik, 2010).

Omówione wyżej koncepcje konwergencji były wielokrotnie krytykowane, m.in. za skupianie się na analizie jedynie przeciętnego kraju/regionu (konwergencja typu *beta*) czy pojedynczej mierze zróżnicowania rozkładu (konwergencja typu *sigma*), patrz np. Quah (1993), Wójcik (2004). Metody empirycznej weryfikacji hipotezy o konwergencji pozwalają na stwierdzenie, jak tempo

¹ Core Team R (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. Pobrano z: URL <https://www.R-project.org/>.

² Jest to tak zwana konwergencja realna, w odróżnieniu od konwergencji nominalnej, która dotyczy kryteriów traktatu z Maastricht, czyli stabilności cen, stóp procentowych i kursu walutowego.

wzrostu analizowanej zmiennej przeciętnie zależy od początkowej wartości tej zmiennej w danym regionie (*beta*) czy jak zmienia się odchylenie standardowe albo współczynnik zmienności badanej cechy w czasie (*sigma*). Tymczasem znacznie bardziej interesująca jest analiza dynamiki pełnego rozkładu zmiennej i wewnętrznej mobilności w jego ramach w czasie. Analizę taką można przeprowadzić w wariancie dyskretnym, szacując macierze przejścia (zapożyczone z procesów Markowa³), albo ciągłym, wykorzystując estymatory jądrowe (*kernel density estimation*)⁴. Wykorzystanie macierzy przejścia polega na podziale zakresu zmiennej na małą liczbę przedziałów (grup, klas) i estymacji prawdopodobieństwa, z jakim regiony będą w kolejnych okresach pozostawały w swojej grupie albo przechodziły do innej o wyższej lub niższej wartości analizowanej zmiennej. Metoda ta jest niemal równie popularna, jak klasyczne metody analizy konwergencji zjawisk, również w polskiej literaturze przedmiotu⁵ — zapewne ze względu na relatywną prostotę jej zastosowania. Ma ona jednak ważne ograniczenie polegające na arbitralności doboru granic przedziałów, które definiują poszczególne grupy. Ograniczenie to traci na znaczeniu, gdy z rozkładu dyskretnego przechodzimy do ciągłego, co ma miejsce w przypadku wykorzystania estymatorów gęstości.

Dodatkowo analiza pełnego rozkładu umożliwia zaobserwowanie ewentualnej polaryzacji dochodu (tzw. konwergencja klubów), której metody analizy konwergencji *beta* ani *sigma* nie są w stanie uchwycić. Konwergencja klubów oznacza, że upodabnianie się jednostek terytorialnych do siebie pod względem analizowanej zmiennej następuje tylko w wyróżnionych podgrupach regionów, które już w okresie początkowym mają zbliżony poziom analizowanej zmiennej.

ANALIZA DYNAMIKI ROZKŁADU ZMIENNEJ Z WYKORZYSTANIEM ESTYMACJI JĄDROWEJ

W przypadku ciągłym zamiast macierzy przejścia dla małej liczby przedziałów dokonywana jest estymacja pełnej, warunkowej funkcji gęstości, która pokazuje, w jaki sposób analizowana zmienna ewoluuje w czasie. Można sobie ją wyobrazić jako odpowiednik macierzy przejścia z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn. Jej oszacowania dokonuje się nieparametryczną metodą estymacji jądrowej, która umożliwia oszacowanie praktycznie dowolnego rozkładu, niekoniecznie zgodnego z jakimkolwiek rozkładem teoretycznym (Kulczycki, 2007). Wykres oszacowanej warunkowej funkcji gęstości pokazuje rozkład masy prawdopodobieństwa przejścia regionu lub kraju między poszczególnymi wartościami

³ Jest to wykorzystanie skończonych procesów Markowa rzędu pierwszego; patrz np. Podgórska, Śliwka, Topolewski i Wrzosek (2000).

⁴ Opis metodologii przedstawiony jest również w następujących publikacjach: Quah (1996a, b); Durlauf i Quah (1999); Fingleton (1997).

⁵ Patrz np.: Wójcik (2004, 2008, 2009); Markowska-Przybyła (2010); Łaźniewska i Górecki (2012); Decewicz (2013), Wałęga (2014).

mi analizowanej zmiennej w rozważanym okresie. Wartości funkcji gęstości w poszczególnych punktach można w uproszczeniu interpretować jako względną częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu. Otoczenie to nazywane jest pasmem lub oknem estymacji (*bandwidth, window*), a względna częstość szacowana jest z wykorzystaniem znanej funkcji gęstości, nazywanej funkcją jądra (*kernel*). Funkcja jądra jest zwykle jednomodalna i ma rozkład symetryczny wokół zera, a jej wartości najczęściej maleją wraz z oddalaniem się od zera (wyjątkiem jest np. kwadratowa funkcja jądra, która ma rozkład jednostajny na wybranym przedziale). Całka z funkcji gęstości na całej dziedzinie jest równa jedności. Najczęściej wykorzystywane funkcje jądra to: jednostajna (kwadratowa), trójkątna, Epanechnikowa, gaussowska (normalna), stopnia drugiego (*biweight*) i stopnia trzeciego (*triweight*). Wybrane funkcje jądra przedstawiono na wykry. 1.

Dobór funkcji jądra w niewielkim stopniu wpływa na wynik oszacowania funkcji gęstości dla całej próby. Kluczowy jest właściwy dobór szerokości pasma estymacji dla poszczególnych obserwacji (Turlach, 1993; Chiu, 1996; Jones, Marron i Sheather, 1996; Heidenreich, Schindler i Sperlich, 2010; Zambom i Dias, 2012). Szerokość pasma estymacji (nazywana też parametrem wygładzania) determinuje stopień wygładzenia otrzymanej krzywej lub powierzchni. Zdefiniowanie zbyt szerokiego pasma zaowocuje nadmiernym wygładzeniem funkcji gęstości i nie pokaże rzeczywistej struktury danych. Z kolei wykorzystanie zbyt wąskiego okna da w rezultacie trudną do interpretacji poszarpaną funkcję gęstości, składającą się z wielu wąskich wierzchołków i dolin między nimi.

Wyznaczenie optymalnej szerokości pasma estymacji najczęściej dokonywane jest przy wykorzystaniu kryterium minimalizacji scałkowanego błędu średniokwadratowego:

$$MISE(\hat{f}) = E \left[\int (\hat{f}(x) - f(x))^2 dx \right] \quad (1)$$

gdzie $f(x)$ to rzeczywista funkcja gęstości analizowanej zmiennej, a $\hat{f}(x)$ to jej nieparametryczny estymator. Problem optymalizacyjny nie jest jednak trywialny, gdyż funkcja $f(x)$ nie jest znana. Teoretyczne podejścia do rozwiązania tego zagadnienia są dość liczne. Generalnie uznaje się, że najbardziej użyteczna i uniwersalna spośród wielu możliwych rozwiązań jest metoda krzyżowego uwiarygodnienia (*cross validation*), a w przypadku jednowymiarowym — prosta i efektywna metoda podstawień (*plug-in*), patrz np. Kulczycki (2007). Formuły służące do obliczania optymalnej szerokości pasma estymacji dla różnych funkcji jądra znaleźć można np. w książce Silvermana (1986).

Często stosowana jest dwuetapowa metoda adaptacyjna (*adaptive kernel density estimation*)⁶ pozwalająca na zróżnicowanie parametru wygładzania dla poszczególnych obserwacji. Dzięki temu można uzyskać większą dokład-

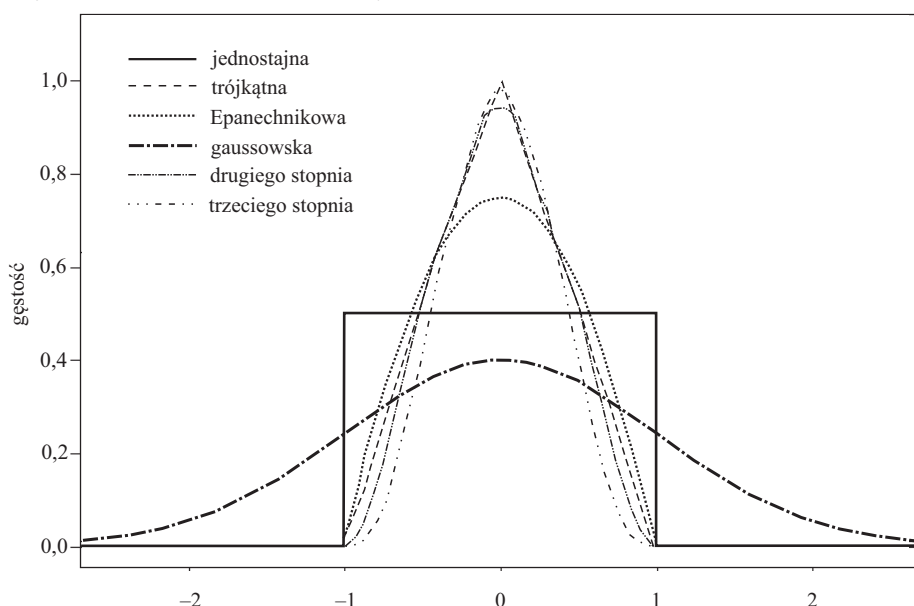
⁶ Patrz np. Botev, Grotowski i Kroese (2010).

ność oszacowania funkcji gęstości w miejscach, gdzie danych jest dość dużo, a równocześnie bardziej wygładzić funkcję gęstości tam, gdzie obserwacji jest mało.

Oznaczmy wyjściowy rozkład (dla okresu początkowego) analizowanej zmiennej przez x , a rozkład końcowy (w ostatnim analizowanym okresie) tej samej zmiennej przez y . Wtedy warunkowy rozkład y przy znanym x można zapisać za pomocą następującej formuły:

$$f(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_x(x)} \quad (2)$$

Wykr. 1. WYBRANE FUNKCJE JĄDRA



Źródło: opracowanie własne.

gdzie $f_x(x)$ jest brzegowym rozkładem zmiennej w okresie początkowym, natomiast $f(y, x)$ jest rozkładem łącznym y oraz x . Aby oszacować warunkową funkcję gęstości, należy zastąpić licznik oraz mianownik wyrażenia ich nieparametrycznymi estymatorami. Rozkład brzegowy zmiennej w okresie początkowym (mianownik powyższej formuły) szacowany jest za pomocą dwuetapowej adaptacyjnej estymacji jądrowej dla rozkładów jednowymiarowych, zgodnie z formułą:

$$\hat{f}_{xA}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_x w_i} K\left(\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right) \quad (3)$$

gdzie n oznacza liczbę obserwacji, h_x to optymalna szerokość pasma estymacji dla początkowego rozkładu zmiennej, a $K(\cdot)$ to funkcja jądra. W pierwszym etapie metody adaptacyjnej wagi w_i przyjmują dla wszystkich obserwacji wartość 1. Łączny rozkład zmiennej w okresie początkowym i końcowym, czyli licznik równania (2) jest estymowany za pomocą następującej formuły:

$$\hat{f}(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_y h_x w_i^2} K\left(\frac{y - y_i}{h_y w_i}\right) K\left(\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right) \quad (4)$$

gdzie h_y jest optymalną szerokością pasma estymacji dla rozkładu zmiennej w okresie końcowym (pozostałe oznaczenia mają identyczne znaczenie, jak w przypadku równania 3).

Także łączna funkcja gęstości szacowana jest w pierwszym etapie metody adaptacyjnej bez różnicowania wag dla poszczególnych obserwacji. W kolejnym kroku wstępne oszacowanie gęstości łącznej wykorzystywane jest do obliczenia wskaźników różnicujących lokalnie (dla każdej obserwacji) szerokość pasma zgodnie z wyrażeniem:

$$w_i = \sqrt{\frac{\tilde{f}_g}{\hat{f}_K(y_i, x_i)}} \quad (5)$$

gdzie mianownik formuły pod pierwiastkiem jest oszacowaniem łącznej funkcji gęstości dla obserwacji i obliczonym przy użyciu stałej szerokości pasma na podstawie równania (4), natomiast licznik jest średnią geometryczną wartości tego estymatora policzoną dla poszczególnych punktów danych (odpowiadających sobie par wartości obu zmiennych). Estymacji ostatecznej funkcji warunkowej gęstości dokonuje się wykorzystując wagi z równania (5) w równaniach (3) i (4) i ostatecznie licząc iloraz obu formuł zgodnie z równaniem (2).

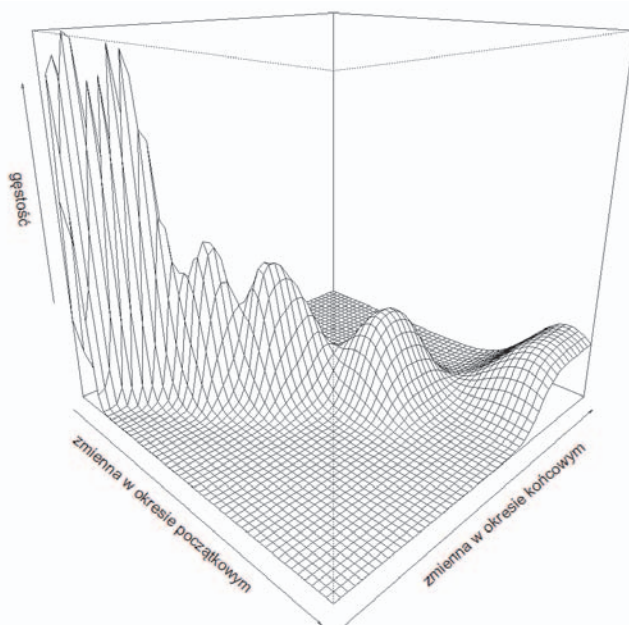
Dwustopniową metodę adaptacyjną zastosowano w opisanym poniżej badaniu empirycznym.

JAK INTERPRETOWAĆ WARUNKOWY ESTYMATOR GĘSTOŚCI

Wykresem funkcji gęstości dla rozkładu warunkowego jest powierzchnia trójwymiarowa. Przykładowy estymator jądrowy warunkowej funkcji gęstości przedstawiono na wyk. 2. Jedna z osi poziomych oznacza rozkład analizowanej zmiennej w okresie początkowym, druga zaś rozkład tej zmiennej w okresie końcowym. Na osi pionowej odkładana jest gęstość prawdopodobieństwa danej kombinacji początkowej i końcowej wartości zmiennej (pod warunkiem określonego poziomu początkowego). Przekrój poprzeczny wykresu prostopadły do osi „zmienna w okresie początkowym” przedstawiał będzie funkcję gęstości wartości zmiennej w okresie końcowym dla konkretnej wartości początkowej. Nawiązując do notacji

z równania 2, będzie to wykres funkcji $f(y|x=x_0)$ dla wybranego x_0 . Pole pod wykresem funkcji dla każdej wybranej wartości początkowej będzie równe jedności, co wynika z własności funkcji gęstości.

Wykr. 2. PRZYKŁADOWY TRÓJWYMIAROWY WYKRES WARUNKOWEJ FUNKCJI GĘSTOŚCI

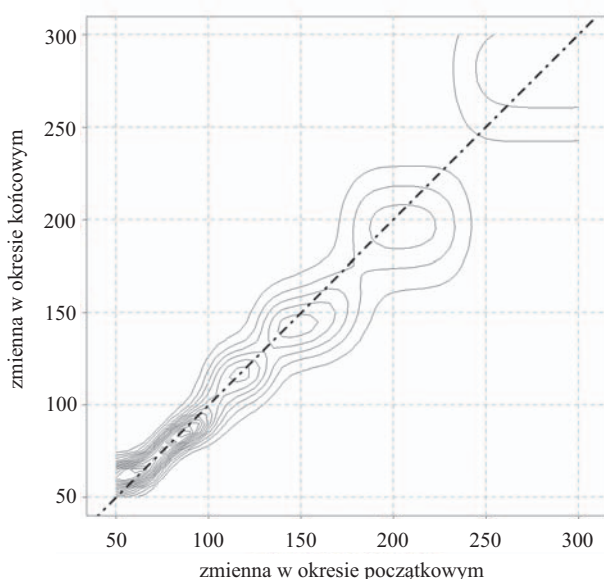


Źródło: jak przy wykr. 1.

Znacznie wygodniejszy w interpretacji jest wykres konturowy warunkowej funkcji gęstości, będący pionowym rzutem otrzymanej powierzchni na płaszczyznę podstawy (wykr. 3). W tym przypadku wykres równoległy do osi oznaczającej początkowy rozkład zmiennej oznaczał będzie występowanie konwergencji, czyli zmniejszenie zróżnicowania zmiennej w okresie końcowym w porównaniu z rozkładem w okresie początkowym. Z kolei wykres prostopadły do tej osi oznaczał będzie dywergencję. Ułożenie masy prawdopodobieństwa wzdłuż przekątnej dowodzi trwałości rozkładu badanej zmiennej w czasie. Występowanie kilku wierzchołków rozkładu, zwłaszcza na jego krańcach, wskazuje na tendencję do polaryzacji. Koncentracja masy prawdopodobieństwa poniżej przekątnej na wykresie konturowym oznacza ogólnie wyższe wartości zmiennej w okresie początkowym niż końcowym, a więc raczej spadek poziomu zmiennej w regionach w badanym okresie. Analogicznie położenie masy prawdopodobieństwa powyżej przekątnej wykresu oznacza wyższe wartości zmiennej w okresie końcowym niż początkowym, czyli ogólny wzrost wartości zmiennej

w regionach w analizowanym przedziale czasowym. Przykład (wykr. 3) pokazuje ułożenie masy prawdopodobieństwa wzdłuż przekątnej, czyli dużą stabilność rozkładu. Wykres jako całość nie układa się równolegle do osi poziomej (początkowej wartości zmiennej), nie ma więc mowy o upodabnianiu się do siebie wszystkich regionów. Wyraźnie wyróżnionych jest jednak kilka wierzchołków rozkładu i niektóre z nich (np. osobno dla wartości początkowej 50—70, ok. 150 i ok. 200) wydają się częściowo układać równolegle do osi poziomej. Sugeruje to upodabnianie się, ale jedynie w ramach podgrup regionów o zbliżonych początkowych wartościach zmiennej, czyli tzw. konwergencję klubów.

Wykr. 3. PRZYKŁADOWY WYKRES KONTUROWY WARUNKOWEJ FUNKCJI GĘSTOŚCI



Źródło: jak przy wykr. 1.

Mimo wymienionych wcześniej wad macierzy przejścia (arbitralność doboru granic przedziałów) wielu badaczy preferuje tę metodę w porównaniu z estymatorami gęstości, nie tylko ze względu na łatwość jej estymacji. Oprócz analizy dynamiki rozkładu zmiennej macierze przejścia pozwalają także oszacować tzw. wektor ergodyczny (przewidywany rozkład długookresowy zmiennej) oraz dają łatwiejsze w interpretacji wyniki w postaci wartości prawdopodobieństwa przejścia (Ponzio i Di Gennaro, 2004).

Estymacji warunkowej funkcji gęstości (a także macierzy przejścia) można dokonać na podstawie danych dla dwóch skrajnych lat z analizowanej próby, czyli jednoznacznie rozumianego okresu początkowego i końcowego. Analiza

taka nazywana jest estymacją dla przejścia bezpośredniego i zwykle dotyczy dość długiego okresu — kilkunastu lub kilkudziesięciu lat. Interesująca dla badacza może być również mobilność wewnątrz rozkładu w krótszych przedziałach czasowych. W takim przypadku zakres lat, dla których dostępne są dane może zostać podzielony na równe przedziały k -letnie, ewentualnie z pominięciem wybranych okresów, jeśli podział na równe przedziały k -letnie nie jest możliwy. Estymacja mobilności dokonywana jest wtedy w przedziałach k -letnich⁷.

Dla analizowanego w artykule okresu 2003—2013 można by wyróżnić np. dwa okresy pięcioletnie, czyli lata 2003—2008 oraz 2008—2013. Analizie poddana zostałaby więc łącznie mobilność między rokiem 2003 i 2008 oraz między rokiem 2008 i 2013. W takim przypadku na potrzeby estymacji jako rozkład początkowy (zmienna x) potraktowany zostałby wektor obejmujący łącznie dane za lata 2003 i 2008, natomiast jako rozkład końcowy (zmienna y) wektor zawierający odpowiadające im dane za lata 2008 i 2013. Oszacowana funkcja gęstości pokazywałaby zatem mobilność wewnątrz rozkładu w okresach pięcioletnich oszacowaną na podstawie przesunięć obserwowanych w dwóch różnych podokresach analizy.

MODELOWANIE REGIONALNEJ KONWERCENCJI OSIĄGNIĘĆ EDUKACYJNYCH W POLSCE

W ostatniej dekadzie polscy uczniowie osiągnęli imponujące postępy w nauce, co znajduje potwierdzenie w międzynarodowych badaniach *Programme for International Student Assessment* (PISA), powtarzanych w odstępach trzyletnich pod auspicjami OECD⁸. W ocenie zadań matematycznych polscy uczniowie awansowali z 25. miejsca na świecie w 2000 r. na 13. miejsce w roku 2012, w czytaniu ze zrozumieniem w roku 2000 startowali z 25. miejsca na świecie, aby w 2012 r. uzyskać miejsce 10. W naukach przyrodniczych wyniki poprawiły się z 22. miejsca w 2000 r. na 9. w 2012 r. W tym kontekście interesujące jest zbadanie, jak przebiega konwergencja osiągnięć edukacyjnych na poziomie lokalnym w Polsce — czy postępy polskich uczniów obserwowane w porównaniach międzynarodowych rozkładają się równomiernie na poszczególne regiony? Czy polskie gminy upodabniają się do siebie pod względem przeciętnych wyników uczniów?

Miarą osiągnięć edukacyjnych w gminach będzie mediana wyniku części matematyczno-przyrodniczej egzaminu gimnazjalnego w danej gminie w kolejnych latach. Egzamin gimnazjalny wybrano do analizy ze względu na jego powszechność (zdają go wszyscy uczniowie trzeciej klasy gimnazjum) i porówny-

⁷ W skrajnym przypadku można sobie wyobrazić analizę dla przejść rocznych, jednak procesy konwergencji analizowane są zwykle w ujęciu średnio- i długookresowym.

⁸ Celem badania jest uzyskanie porównywalnych danych o umiejętnościach uczniów, którzy ukończyli 15. rok życia w celu poprawy jakości nauczania i organizacji systemów edukacyjnych w państwach członkowskich OECD.

walność (jest wystandaryzowany, identyczny dla wszystkich uczniów, oceniany przez zewnętrznych egzaminatorów). Jego część matematyczno-przyrodniczą wybrano ze względu na jej interdyscyplinarność (obejmuje biologię, chemię, geografę, fizykę i matematykę) oraz przekrojowość wymagań — weryfikuje „umiejętności posługiwania się informacjami, identyfikowania praw, zjawisk, procesów i zależności. W jednych przedmiotach mocniej zwrócono uwagę na stosowanie wiedzy w praktyce czy rozwiązywanie problemów, w innych — na znajomość metodyki badań bądź przeprowadzanie doświadczeń”⁹. Wystandaryzowane i porównywalne na wszystkich poziomach regionalnych dane dotyczące wyników egzaminów gimnazjalnych dostępne są od roku 2002, w którym egzamin ten został przeprowadzony po raz pierwszy. Gromadzi je i udostępnia Centralna Komisja Egzaminacyjna. W momencie przeprowadzania badania dostępne były szczegółowe dane do roku 2013.

Estymację warunkowej funkcji gęstości przeprowadzono w dwóch wariantach. W pierwszym analizowano zmiany warunkowego rozkładu osiągnięć edukacyjnych w kolejnych okresach trzyletnich, odpowiadających edycjom badania PISA, w których uczestniczyli już uczniowie gimnazjów (2003, 2006, 2009 i 2012)¹⁰. Jako rozkład początkowy w estymacji potraktowano więc wektor obejmujący łącznie wyniki egzaminów w gminach w latach 2003, 2006 i 2009, a jako rozkład końcowy wektor zawierający kolejno wyniki egzaminów w gminach w latach 2006, 2009 i 2012.

Wynik estymacji jądrowej dla przejść trzyletnich znajduje się na wyk. 4. Na osi poziomej przedstawiono początkowy rozkład osiągnięć edukacyjnych (w roku $t-3$), natomiast na osi pionowej warunkowany nim rozkład końcowy (w roku t). Obie osie mają zakres od 60% do 130%. Można zaobserwować, że warunkowa funkcja gęstości układu się generalnie równolegle do osi poziomej, co wskazuje na występowanie konwergencji osiągnięć edukacyjnych w gminach w kolejnych okresach trzyletnich. Rozkład w roku t jest wyraźnie mniej zróżnicowany niż w roku $t-3$.

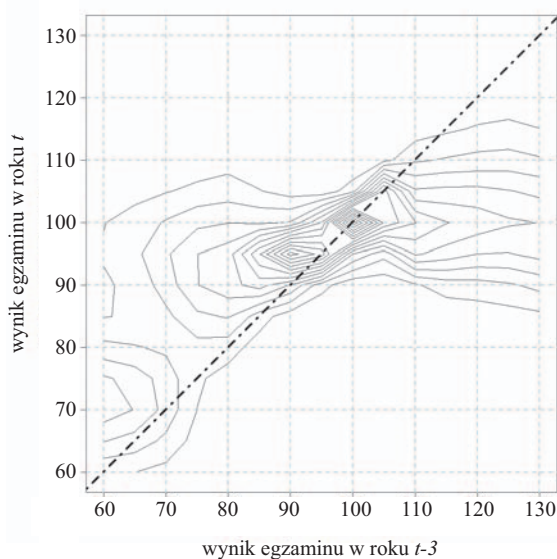
Przykładowo, dla gmin, które w roku $t-3$ osiągały wyniki egzaminów gimnazjalnych między 80% i 120%, w roku t najbardziej prawdopodobny zakres wartości wyników mieści się między 90% i 110%. Obraz nie jest jednak w pełni optymistyczny, gdyż wyraźnie widoczny jest dodatkowy wierzchołek warunkowej funkcji gęstości w lewym dolnym rogu wykresu, dla wyników egzaminów między 60% i 70%. On również zdaje się układać równolegle do osi poziomej wykresu, co wskazuje na występowanie konwergencji w okresach trzyletnich w grupie gmin osiągających najgorsze, przeciętne wyniki egzaminu gimnazjalnego w analizowanym okresie. Przeciętne wyniki egzaminów w tej grupie gmin poprawiają się — odpowiadający im wierzchołek wykresu lokuje się powyżej przekątnej, co oznacza, że osiągnięcia edukacyjne uczniów tych gmin były wyż-

⁹ Tyralska-Wojtycza (2011), s. 497.

¹⁰ Pominięto dostępne dane za rok 2013, aby analizować okresy równej długości (trzyletnie) i jednocześnie dopasować je do okresów, w których wykonywane są badania PISA.

sze w roku t niż $t-3$. Jednak wyniki egzaminów w tej grupie gmin pozostają wyraźnie niższe niż w większości pozostałych jednostek terytorialnych. Obserwowanym wzorcem konwergencji dla osiągnięć edukacyjnych w gminach jest więc w tym przypadku konwergencja klubów, w której wyróżniona została jako odrębny klub grupa gmin notujących najslabsze wyniki części matematyczno-przyrodniczej egzaminów gimnazjalnych.

Wykr. 4. WARUNKOWA FUNKCJI GĘSTOŚCI DLA KONWERGENCJI OSIĄGNIĘĆ EDUKACYJNYCH (przejścia trzyletnie)



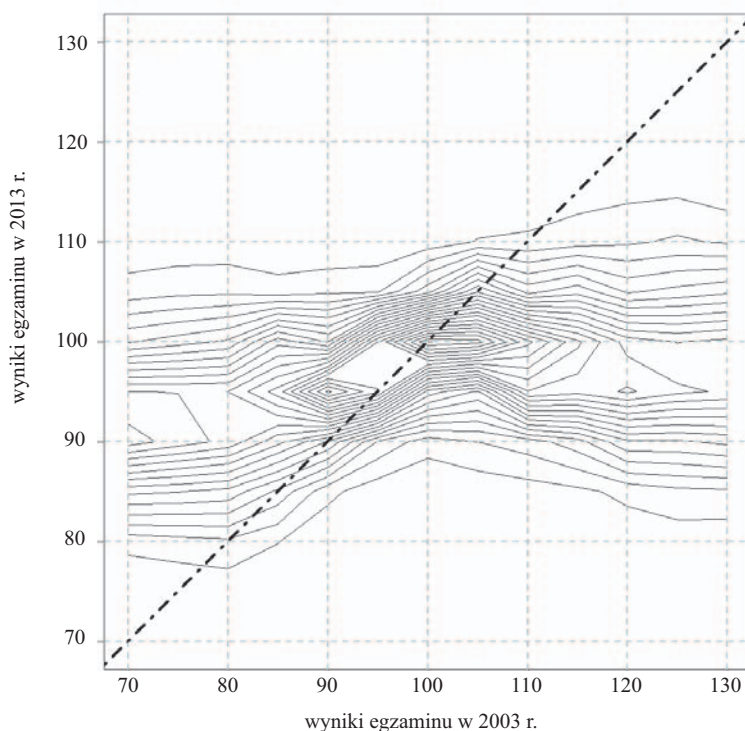
Źródło: jak przy wykr. 1.

W drugim wariancie oszacowano warunkową funkcję gęstości dla przejścia bezpośredniego między latami 2003 i 2013, korzystając z dostępności wyników egzaminów gimnazjalnych w gminach za rok 2013. Jako rozkład początkowy wykorzystano wektor obejmujący wyniki egzaminów w gminach w roku 2003, natomiast jako rozkład końcowy — wektor zawierający wyniki egzaminów w gminach w 2013 r. Wynik estymacji jądrowej dla przejścia bezpośredniego znajduje się na wykr. 5 (wykres konturowy). Na osi poziomej przedstawiono początkowy rozkład osiągnięć edukacyjnych (2003 r.), na osi pionowej zaś warunkowany nim rozkład końcowy (w roku 2013).

Porównując lata 2003 i 2013 można zaobserwować występowanie konwergencji regionalnej osiągnięć edukacyjnych dla wszystkich gmin, bez wyodrębnienia klubów. Warunkowa funkcja gęstości układu się równolegle do osi poziomej. Rozkład w roku końcowym jest wyraźnie mniej zróżnicowany niż

w okresie początkowym. O ile w roku 2003 wszystkie wartości z zakresu między 70% i 130% są wysoce prawdopodobne, o tyle w roku 2013 najbardziej prawdopodobny zakres wartości wyników mieści się między 80% a 110%. Wartości wyników spoza tego przedziału są mniej prawdopodobne.

Wykr. 5. WARUNKOWA FUNKCJI GĘSTOŚCI DLA KONWERCENCJI OSIĄGNIĘĆ EDUKACYJNYCH (przejście bezpośrednie)



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

Omówione w artykule zastosowanie nieparametrycznej estymacji jądrowej do badania konwergencji regionalnej stanowi ważne uzupełnienie innych metod analizy tego zjawiska. W porównaniu z metodami klasycznymi, skupiającymi się na analizie jedynie średniego (reprezentatywnego) regionu (konwergencja typu *beta*) czy też jednej miary zmienności rozkładu (konwergencja typu *sigma*), estymacja jądrowa pozwala ocenić dynamikę pełnego rozkładu badanego zjawiska w czasie, a także analizować mobilność regionów wewnątrz rozkładu. Estymacja jądrowa jest swego rodzaju uogólnieniem macierzy przejścia. Pozwala

jednak uniknąć arbitralnego podziału wartości analizowanej zmiennej na kilka przedziałów. Równocześnie macierze przejścia pozwalają także analizować dynamikę pełnego rozkładu i mobilność w jego ramach. Co więcej, dają możliwość łatwiejszej interpretacji uzyskanych oszacowań w odniesieniu do wartości prawdopodobieństwa przejścia między poszczególnymi grupami. Dlatego wydaje się, że estymacja jądrowa powinna być stosowana równoległe z innymi metodami analizy konwergencji, w tym głównie z macierzami przejścia, służąc jako narzędzie uzupełniające pozwalające potwierdzić lub odrzucić wnioski z innych metod.

dr Piotr Wójcik — *Uniwersytet Warszawski*

LITERATURA

- Alexandre, B.T. (2009). *Introduction to Nonparametric Estimation*. Springer-Verlag, New York.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence, *Journal of Political Economy*, No. 100.
- Botev, Z.I., Grotowski, J.F., Kroese, D.P. (2010). Kernel density estimation via diffusion. *Annals of Statistics*, Vol. 38, No. 5.
- Chiu, S.T. (1996). A comparative Review of Bandwidth Selection for Kernel Density Estimation. *Statistica Sinica*, Vol. 6.
- Decewicz, A. (2013). Modele Markowa w analizie dynamiki zróżnicowania regionalnego dochodu w krajach UE. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, Vol. 30.
- Durlauf, S.N., Quah, D.T. (1999). The new empirics of economic growth. W: *Handbook of macroeconomics*, Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam, New York and Oxford.
- Fingleton, B. (1997). Specification and testing of Markov chain models: An application to convergence in the European Union. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 59.
- Heidenreich, N., Schindler, A., Sperlich, S. (2010). *Bandwidth Selection Methods for Kernel Density Estimation — A Review of Performance*. Pobrano z SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1726428> lub <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1726428>.
- Jeffrey, S.S. (1996). *Smoothing Methods in Statistics*. Springer-Verlag, New York.
- Jones, M.C., Marron, J.S., Sheather, S.J. (1996). A brief survey of bandwidth selection for density estimation. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, No. 433.
- Kulczycki, P. (2007). Estymatory jądrowe w zagadnieniach badań systemowych. W: P. Kulczycki, O. Hryniewicz, J. Kacprzyk (red.), *Techniki informacyjne w badaniach systemowych* (rozdział 4), WNT, Warszawa.
- Łaźniewska, E., Górecki, T. (2012). Analiza konwergencji podregionów za pomocą łańcuchów Markowa. *Wiadomości Statystyczne*, nr 5(612).
- Markowska-Przybyła, U. (2010). Konwergencja regionalna w Polsce w latach 1997—2007. *Gospodarka Narodowa*, nr 11—12.
- Podgórska, M., Śliwka, P., Topolewski, M., Wrzosek, M. (2000). *Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Ponzio, S., Di Gennaro, L. (2004). Growth and Markov chains: an application to Italian provinces. *Research in Economics: Aims and Methodologies*, Second PhD Conference in Economics, 23—25 September, Università di Pavia, Italy.
- Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4.

- Quah, D. (1996a). Regional convergence clusters across Europe. *European Economic Review*, Vol. 40, No. 3—5.
- Quah, D. (1996b). Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, Vol. 106.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437.
- Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* (Monographs on Statistics and Applied Probability), London: Chapman and Hall.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of the Economic Growth. *Quarterly Journal of the Economics*, Vol. 70.
- Turlach, B.A. (1993). *Bandwidth Selection in Kernel Density Estimation: A Review*. CORE and Institut de Statistique.
- Tyralska-Wojtyca, E. (2011). Nowa formuła egzaminu gimnazjalnego, czyli wiele hałasu o tak niewiele — na przykładzie przedmiotów przyrodniczych. W: B. Niemierko, M.K. Szmigel (red.), *Ewaluacja w edukacji: koncepcje, metody, perspektywy: XVII Krajowa Konferencja Diagnostyki Edukacyjnej*, Grupa Tomami.
- Tyrowicz, J., Wójcik, P. (2010). Regional Dynamics of Unemployment. A Convergence Approach. W: F. Pastore, F.E. Caroleo (red.), *The Labour Market Impact of the EU Enlargement. A New Regional Geography of Europe?*, Springer-Verlag.
- Wałęga, A. (2014). Spójność ekonomiczna regionów Polski przed i po przystąpieniu do Unii Europejskiej. *Studia Ekonomiczne*, nr 203, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach.
- Wand, M.P., Jones, M.C. (1995). *Kernel Smoothing*, London: Chapman & Hall/CRC.
- Wolfgang, H., Marlene, M., Stefan, S., Axel, W. (2004). *Nonparametric and Semiparametric Models*, Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg.
- Wójcik, P. (2004). Konwergencja regionów Polski w latach 1990—2001. *Gospodarka Narodowa*, nr 11—12.
- Wójcik, P. (2008). Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 2(32).
- Wójcik, P. (2009). Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce. W: Z.B. Liberda (red.), *Konwergencja gospodarcza Polski*, PTE.
- Zambom, A.Z., Dias, R. (2012). *A Review of Kernel Density Estimation with Applications to Econometrics*. Pobrano z: <http://arxiv.org/pdf/1212.2812v1.pdf>.

Summary. *The aim of the article is to present a non-parametric kernel density estimation method as a tool used for empirical verification of the regional convergence hypothesis, including convergence of clubs. It is explained how kernel density estimation complements other methods applied to verify the phenomenon of convergence. The empirical part shows an application of the non-parametric density estimation to the analysis of regional convergence of educational achievements of Polish pupils, measured by the average results of the mathematical and natural science part of the lower-secondary school leaving exams on the level of municipalities in years 2002—2013. The results of the analysis indicate the existence of regional convergence of exam results for Polish municipalities. In case of the analysis for three-yearly periods convergence of clubs was observed — the municipalities with lowest exam results constitute a separate club of convergence.*

Keywords: regional convergence, educational achievements, municipalities, kernel density estimation, conditional density, adaptive method.

Резюме. *Целью статьи является представление непараметрического анализа ядерной оценки в качестве инструмента для эмпирической проверки гипотезы о региональной конвергенции, в том числе конвергенции групп гмин (клубов). Было обсуждено, каким образом такая оценка дополняет другие методы используемые в обследованиях явления конвергенции. В обследовании этот метод был использован для анализа конвергенции уровня образования учеников в Польше в 2002—2013 гг. Уровень образования измерялся на основе результатов гимназиальных экзаменов в области математики и естественных наук в отношении к гминам. Обследование указывает на существование региональной конвергенции результатов экзаменов, где в случае анализа трехлетних периодов было установлено существование конвергенции клубов, в которой гмины с самыми слабыми результатами экзаменов составляют отдельный клуб.*

Ключевые слова: региональная конвергенция, уровень образования, гмины, ядерная оценка, функция условной плотности, адаптивный метод.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Anna KOŁODZIEJCZAK
Tomasz KOSSOWSKI

Wykorzystanie metody autokorelacji przestrzennej do analizy ubóstwa na obszarach wiejskich

Streszczenie. *Celem artykułu jest prezentacja metody autokorelacji przestrzennej (LISA) do określenia stopnia koncentracji, czyli lokalnych powiązań przestrzennych występowania ubóstwa na obszarach wiejskich. Do analizy wzięto pod uwagę wskaźniki dotyczące osób żyjących poniżej kryterium dochodowego i korzystających z pomocy społecznej w latach 2009 i 2013 na podstawie publikacji GUS „Ubóstwo ekonomiczne w Polsce”. Kryterium takie jest określone jako próg ubóstwa ustawowego, jednak jego miara nie oddaje w pełni skali tego zjawiska. Brak corocznej waloryzacji progów ubóstwa powoduje spadek koncentracji tego zjawiska na obszarach wiejskich, natomiast podwyżka progów kryterium dochodowego przyczynia się do wzrostu zasięgu występowania ubóstwa.*

Słowa kluczowe: metoda autokorelacji przestrzennej, ubóstwo, obszary wiejskie, Polska.

Badanie ubóstwa nabiera szczególnego znaczenia w kontekście przestrzennej analizy przemian gospodarczych, społecznych, porównania rozwoju wybranych obszarów czy wskazania dysproporcji poziomu życia społeczeństwa zamieszkującego obszary wiejskie danego regionu. Dzięki takim ocenom można wskazać dystans dzielący poszczególne obszary wiejskie czy wyodrębnić klastry o zbliżonej koncentracji ubóstwa.

W badaniach nad ubóstwem występują rozbieżności w ocenach zasięgu i okresu występowania tego zjawiska, co jest powodowane brakiem precyzyjnej

definicji. Zdaniem Panka (2014, s. 262) ubóstwem określamy sytuację, w której jednostka (osoba, rodzina, gospodarstwo domowe) nie posiada wystarczających dochodów bieżących i z poprzednich okresów, jak również nagromadzonych zasobów materialnych pozwalających na zaspokojenie jej potrzeb. Ogólnie można przyjąć, że ubóstwo to sytuacja względnie trwałego i niedobrowolnego niskiego poziomu zaspokojenia jednej, kilku lub wszystkich uniwersalnych i podstawowych potrzeb człowieka (Szarfenberg, 2007).

Wśród stosowanych metod statystycznych pomiaru ubóstwa można wyróżnić dwa podstawowe podejścia — klasyczne oraz wielowymiarowe. Pierwsze z nich charakteryzuje się przyjęciem w badaniu zjawiska ubóstwa jednego wskaźnika, tj. poziomu dochodów gospodarstwa domowego. W przypadku podejścia wielowymiarowego brane są pod uwagę zasadnicze determinanty sytuacji gospodarstw domowych, jak również mierniki jakościowe, takie jak wyposażenie gospodarstw w dobra trwałego użytku, formy spędzania wolnego czasu czy wskaźniki oceny stanu zdrowia. Wielowymiarowe ujęcie ubóstwa podejmowane było w wielu pracach teoretycznych i praktycznych (Sen, 1992; Deutsch i Silber, 2005; Panek, 2009). Ubóstwo jest zjawiskiem wielowymiarowym, jednak ze względów praktycznych jego pomiar ogranicza się często do aspektów ekonomicznych (Pollok, 2002).

W ocenie stanu ubóstwa rozróżniana się ubóstwo obiektywne i subiektywne. Ubóstwo obiektywne jest wyznaczane na podstawie przyjmowanych w gospodarce mierników. Oznacza ono brak możliwości zaspokojenia potrzeb. Z kolei ubóstwo subiektywne jest wyrazem odczuwania braku możliwości zaspokojenia potrzeb uznawanych przez jednostkę za podstawowe.

Z ubóstwem obiektywnym wiąże się pojęcie ubóstwa absolutnego, które nie-
rozzerwalnie łączy się z kategorią minimum socjalnego oraz egzystencji. Wyznaczają one taką zawartość koszyka dóbr i usług, która w pierwszym przypadku ma na celu zapewnienie zaspokojenia podstawowych potrzeb w takim zakresie, aby nie nastąpiło zakłócenie prawidłowego funkcjonowania człowieka w społeczeństwie, w drugim zaś — ma zagwarantować przynajmniej biologiczne trwanie życia ludzkiego. Obok minimum socjalnego czy egzystencji inną granicą stosowaną w badaniach jest ubóstwo ustawowe.

Obiektywne granice ubóstwa w większości oparte są na danych statystycznych wskazujących na sytuację materialną jednostek. Nie ma w nich bezpośredniego odniesienia do jednostek przestrzennych, które powinny być brane pod uwagę przy pomiarach koncentracji ubóstwa.

Przyjęcie definicji ubóstwa do badań nad jego koncentracją ma duże znaczenie dla efektywności analizy tego zjawiska. Istotna jest tu także dostępność danych lub wskaźników dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich.

Celem artykułu jest prezentacja wykorzystania metody autokorelacji przestrzennej do określenia koncentracji ubóstwa występującego na obszarach wiejskich w Polsce. Przyjęto założenie, że obszary wiejskie to tereny znajdujące się w granicach administracyjnych gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Zakres badań statystycznych obejmował lata 2009 i 2013. Jako zmienną do badań przyjęto

osoby korzystające z pomocy społecznej wynikającej z kryterium dochodowego. Granica ubóstwa ustawowego jest to maksymalna kwota miesięcznych dochodów, która zgodnie z obowiązującą ustawą o pomocy społecznej uprawnia do ubiegania się o przyznanie świadczenia pieniężnego. Od 1.10.2012 r. kryterium dochodowe uprawniające do korzystania z pomocy społecznej wynosi 542 zł dla osoby samotnie gospodarującej (wcześniej 477 zł) oraz 454 zł dla osoby w rodzinie (wcześniej 477 zł)¹. Obliczenia przeprowadzono w programie *GeoDa*.

AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA

Autokorelacja przestrzenna jest to korelacja pomiędzy wartościami tej samej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Podobny wariant korelacji stanowi autokorelacja w czasie, gdy wartość obserwacji zmiennej zależy od obserwacji wcześniejszych (Griffith, 2003). Autokorelacja ta ma charakter jednokierunkowy, podczas gdy autokorelacja przestrzenna jest wielokierunkowa. Szczegółowy przegląd zagadnień związanych z modelowaniem autokorelacji przestrzennej, jak i źródłami tego pojęcia znajduje się w pracach Anselina (1988) i Getisa (2007).

Autokorelacja przestrzenna na ogół jest definiowana jako wpływ procesu lub zjawiska w punkcie/punktach przestrzeni na przebieg tego procesu lub zjawiska w innym punkcie/punktach przestrzeni. Zgodnie z pierwszym prawem geografii sformułowanym przez Toblera (1970), takie oddziaływanie maleje wraz z odległością pomiędzy punktami. Konsekwencją zależności przestrzennej jest korelacja pomiędzy wartościami obserwacji jednej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Według Bivanda (1980) autokorelacja ma miejsce wówczas, gdy występowanie jednego zjawiska w jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie się albo zmniejszenie prawdopodobieństwa wystąpienia danego zjawiska w jednostkach sąsiednich. Autokorelacja przestrzenna określa stopień związku wartości zmiennej dla danej jednostki przestrzennej z wartością tej samej zmiennej w innej jednostce (lokalizacji). Najbardziej znanymi współczynnikami autokorelacji przestrzennej są współczynniki autokorelacji *I* Morana oraz *c* Geary'ego. W artykule wykorzystano współczynnik Morana zdefiniowany następująco (Moran, 1950):

$$I = \frac{n}{s_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

¹ Ustawa z dnia 12 marca 2004 r. o pomocy społecznej, Dz. U. z 2004 r. Nr 64, poz. 593.

gdzie:

- n — liczba jednostek przestrzennych,
- c_{ij} — elementy macierzy sąsiedztwa C ,
- s_0 — suma elementów macierzy C ,
- x_i — wartość obserwacji dla i -tej jednostki.

Elementy macierzy sąsiedztwa przyjmują jedną z dwóch możliwych wartości — jedynkę, gdy dwa obszary są sąsiadami bądź zero w przeciwnym przypadku. Sąsiedztwo może być zdefiniowane na wiele sposobów. Najczęściej jest określane jako sąsiedztwo bezpośrednie, występujące w sytuacji, gdy dwa obszary mają wspólną granicę. Sąsiedztwo może też być wyznaczane na podstawie kryterium odległości. Wtedy sąsiadami są te obszary, których centroidy leżą od siebie nie dalej niż w pewnej ustalonej odległości d . Tak zdefiniowane sąsiedztwa generują symetryczne macierze C . Warunek symetrii nie jest spełniony w przypadku macierzy sąsiedztwa typu knn (k -nearest neighbours), które powstają w wyniku zastosowania kryterium k najbliższych sąsiadów danej jednostki przestrzennej. Odległości pomiędzy jednostkami przestrzennymi są utożsamiane z odległościami pomiędzy ich centroidami. Możliwe są sytuacje, gdy jednostka przestrzenna A jest jednym z k najbliższych sąsiadów jednostki B , ale B nie jest takim sąsiadem dla A . Ta „asymetria” tak zdefiniowanej relacji sąsiedztwa występuje często w przypadku jednostek położonych na granicy analizowanego obszaru albo dla jednostek położonych w pobliżu dużych miast.

W badaniach najczęściej wykorzystuje się wierszowo standaryzowaną macierz wag W , która powstaje z przekształcenia macierzy C w wyniku podzielenia każdego jej elementu sumą owych elementów dla wiersza, do którego on należy:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}}$$

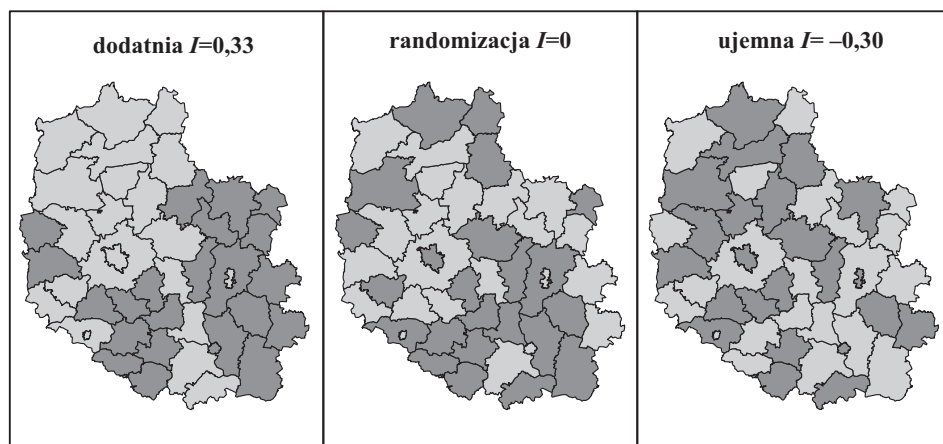
Po takim przekształceniu współczynnik autokorelacji przestrzennej uzyskuje prostszą postać:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Wartości współczynnika Morana mają interpretację pozwalającą określić stopień autokorelacji przestrzennej. Jeżeli wartość współczynnika I Morana jest większa od $-\frac{1}{n-1}$, to mówimy o dodatniej autokorelacji przestrzennej,

w przeciwnym wypadku — o ujemnej autokorelacji przestrzennej. Dla wartości zbliżonych do $-\frac{1}{n-1}$ przyjmuje się, że rozkład wartości zmiennej x w przestrzeni jest losowy. Dla dużych n wartość ta nie różni się znacząco od zera, dlatego często również wartość $I=0$ utożsamia się z brakiem autokorelacji przestrzennej. Na wykr. 1 przedstawiono przykłady takich sytuacji.

Wykr. 1. AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA



Źródło: Kossowski, 2009.

Testowanie istotności współczynnika autokorelacji przestrzennej I Morana odbywa się za pomocą testu $Z(I)$:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

gdzie $E(I) = -\frac{1}{n-1}$. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej $I=E(I)$, statystyka $Z(I)$ ma rozkład asymptotycznie normalny standaryzowany. Momenty teoretyczne tej statystyki są znane (Cliff i Ord, 1973). Zbieżność rozkładu tej statystyki do rozkładu normalnego jest jednak dość powolna. Dlatego w praktyce najczęściej nie korzysta się z asymptotycznego rozkładu statystyki $Z(I)$, lecz wykorzystuje się test permutacyjny. Test ten polega na k -krotnym wykonaniu permutacji wartości x_i pomiędzy lokalizacjami. Wyliczane dla każdej permutacji współczynniki autokorelacji przestrzennej są wykorzystywane do wygenerowania rozkładu empirycznego statystyki $Z(I)$ (Kossowski, 2009).

Zastosowanie współczynnika autokorelacji przestrzennej I Morana pozwala na wykrycie siły i charakteru zależności przestrzennej na badanym obszarze. Współczynnik ten ma charakter globalny, który syntetycznie charakteryzuje autokorelację przestrzenną. Jego wartość określa charakter uśrednionego wzorca autokorelacji przestrzennej na badanym obszarze. Jest on jednak niewrażliwy na występowanie lokalnych odchyłeń od uśrednionego wzorca autokorelacji przestrzennej i nie zawiera w sobie informacji o stopniu niestabilności tego wzorca. Nie jest więc możliwa identyfikacja obszarów o lokalnie silniejszej (dodatniej) zależności przestrzennej, a także obserwacji odstających, a więc powiązanych z lokalnie ujemną autokorelacją przestrzenną. W celu pokonania tej niedogodności wykorzystuje się statystykę lokalną, której wartości są wyliczane dla każdej jednostki przestrzennej. Dzięki temu możliwe jest określenie, czy region otaczają sąsiedzi o wysokich bądź niskich wartościach badanej zmiennej.

Najczęściej takie badania prowadzi się wykorzystując Local Indicators of Spatial Association (LISA), które zaproponował Anselin (1995). Jednym z nich jest lokalna statystyka Morana — I_i , która pozwala identyfikować efekty aglomeracyjne oraz pokazuje klastry wysokich i niskich wartości (Kossowski, 2009). Można dzięki temu wyodrębnić tzw. *hot spots*, czyli obszary wysokich wartości badanej zmiennej, otoczonych przez obszary o podobnych wartościach tej zmiennej bądź analogicznie postąpić dla koncentracji niskich wartości.

Statystyka lokalna Morana dla i -tego obszaru jest wyliczana według formuły (Anselin, 1995, s. 98):

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j$$

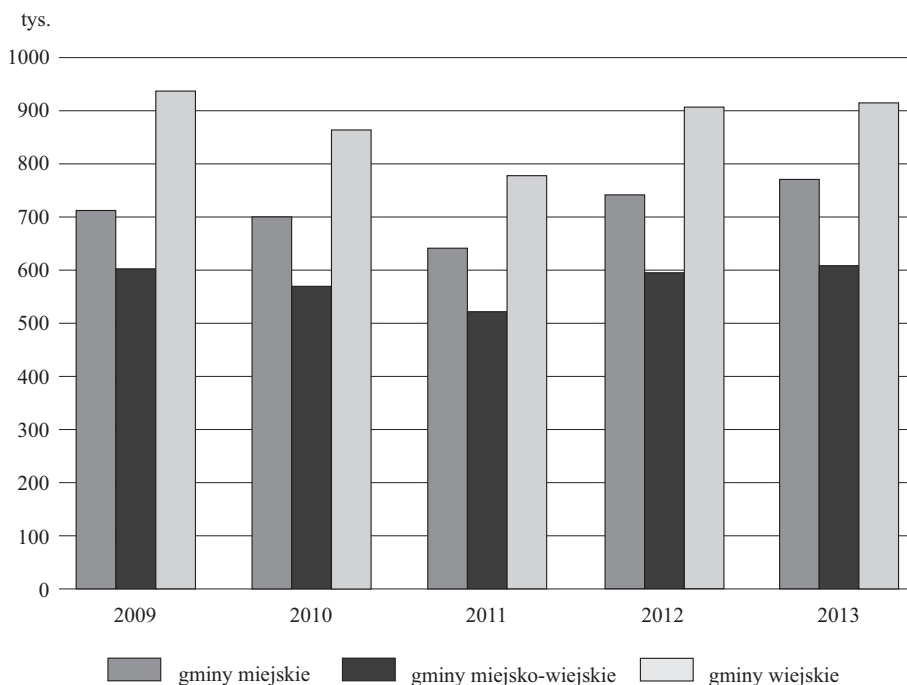
gdzie $z_i = x_i - \bar{x}$, $z_j = x_j - \bar{x}$, a w_{ij} są elementami macierzy wag przestrzennych. Statystyka lokalna Morana ma rozkład w przybliżeniu normalny, ale często występują problemy z ustaleniem jej dokładnego rozkładu. Jednostki o istotnych statystycznie wartościach I_i pozwalają na ustalenie klastrów o niskich (LL) lub wysokich (HH) wartościach badanej zmiennej, tj. przypisania do tzw. *hot* albo *cold* spotów (Kossowski, 2009). Można wyznaczyć również dwa typy obserwacji odstających — *low-high* (LH) i *high-low* (HL). Końcowym wynikiem analizy LISA jest wykreślenie map klastrów i obserwacji odstających, co zostało zrealizowane w tej pracy.

WYNIKI BADAŃ

W 2009 r. z pomocy społecznej korzystało 2267289 osób posiadających dochody poniżej kryterium ustawowego, natomiast w 2013 r. było ich 2301809

(wykr. 2). W tym okresie nastąpił zatem wzrost tej wielkości statystycznej o 1,5%. Wysoki poziom ubóstwa ustawowego dotyczy przede wszystkim osób zamieszkujących na obszarach wiejskich oraz w małych miastach, liczących do 20 tys. mieszkańców. W 2013 r. poniżej tzw. ustawowej granicy ubóstwa, czyli progu interwencji socjalnej, żyło na obszarach gmin miejsko-wiejskich i wiejskich 1527135 osób, czyli 66,3% ogółu korzystających z pomocy społecznej. Znaczny wzrost ubóstwa ustawowego w stosunku do poprzedniego roku nastąpił w 2013 r., głównie z powodu zmiany wartości progów interwencji socjalnej.

Wykr. 2. OSOBY W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH KORZYSTAJĄCE Z POMOCY SPOŁECZNEJ PONIŻEJ KRYTERIUM DOCHODOWEGO



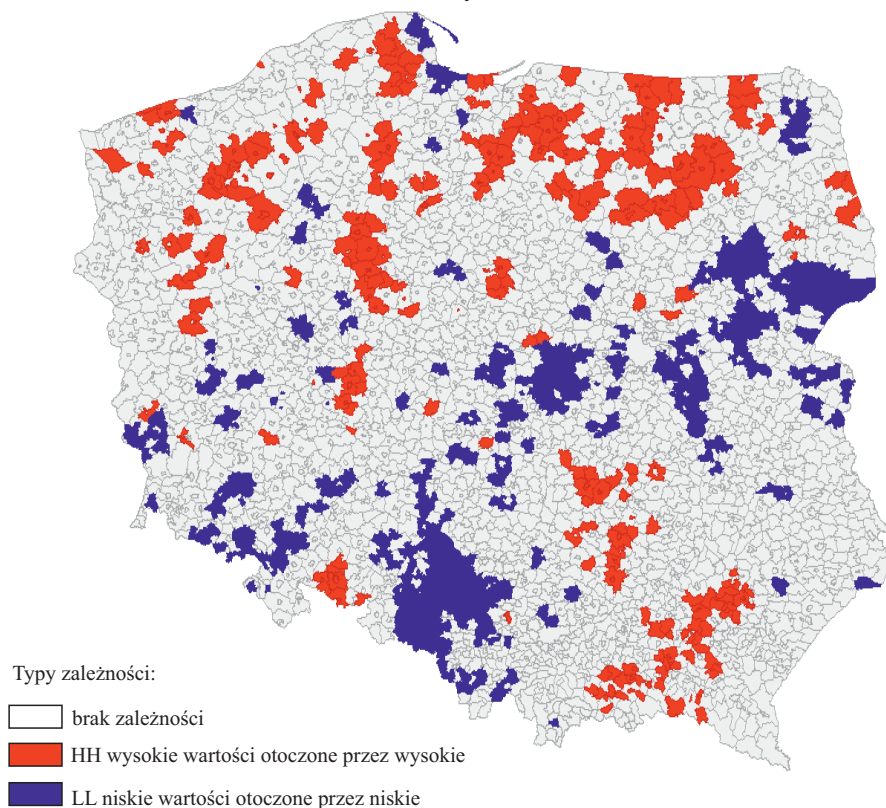
Źródło: dane GUS zaczerpnięte z Bazy Danych Lokalnych.

W obliczeniach autokorelacji przestrzennej wykorzystano macierz wag przestrzennych powstałą w wyniku wierszowej standaryzacji macierzy sąsiedztwa. Jako kryterium sąsiedztwa przyjęto zasadę pięciu najbliższych sąsiadów. Wybór takiego kryterium jest uzasadniony faktem, że gminy w Polsce mają przeciętnie ok. pięciu sąsiadów. Tak zdefiniowana macierz sąsiedztwa, a w konsekwencji i macierz wag przestrzennych są niesymetryczne. Współczynniki autokorelacji przestrzennej osób w gospodarstwach domowych korzystających z pomocy społecznej były istotne statystycznie (na poziomie 0,05) i miały podobną wartość. Dla 2009 r. autokorelacja przestrzenna wynosiła 0,266832, natomiast dla 2013 r.

osiągnęła poziom 0,267404. Wyniki te pokazują stabilność autokorelacji przestrzennej poziomu ubóstwa w okresie 2009—2013.

Dokładne poznanie lokalnych zależności przestrzennych uzyskano za pomocą analizy LISA, w której ponownie wykorzystano wierszowo standaryzowaną macierz wag przestrzennych uwzględniającą 5 najbliższych sąsiadów. Analizy dokonano dla 2013 r., bowiem wartość statystyki globalnej Morana była prawie identyczna, jak w 2009 r. W przypadku osób mających dochody poniżej kryterium ustawowego i korzystających z pomocy społecznej można wyróżnić niewielkie skupiska przestrzenne (klastry) jednostek o podobnych wartościach (wykr. 3). Z jednej strony występowały dwa zwarte homogeniczne obszary o wysokich wartościach w gminach zlokalizowanych w województwie warmińsko-mazurskim, z drugiej zaś obserwowano podobne skupiska w województwach: pomorskim, zachodniopomorskim, lubuskim, kujawsko-pomorskim, łódzkim, świętokrzyskim, małopolskim oraz podkarpackim.

Wykr. 3. KLASTRY PRZESTRZENNE NISKIEGO I WYSOKIEGO UBÓSTWA NA OBSZARACH WIEJSKICH W POLSCE W 2013 R. ZIDENTYFIKOWANE METODĄ LISA



Klasy obszarów o niskich wartościach typu LL są podobnie spójne przestrzennie, jak klasy typu HH. Największe skupiska klasów typu LL występowały w województwach śląskim, mazowieckim i podlaskim. Pozostałe klasy były zdecydowanie mniejsze i występowały w województwach dolnośląskim, wielkopolskim i pomorskim. W strukturze tych klasów nie obserwowano tzw. jednostek odstających (outliersów).

Analiza koncentracji ubóstwa potwierdziła kształt zasięgów ubóstwa ustawowego, bowiem najwyższe wartości wskaźnika struktury osób w gospodarstwach domowych o dochodach poniżej kryterium w 2013 r. notowano w województwach warmińsko-mazurskim oraz podlaskim. Są to regiony charakteryzujące się wysoką stopą bezrobocia, dużym udziałem pracujących w rolnictwie oraz niskimi wynagrodzeniami w stosunku do przeciętnych w kraju. Ponadto niemal co dziesiąta osoba była zagrożona skrajnym ubóstwem w województwach: kujawsko-pomorskim, lubelskim, podkarpackim oraz pomorskim (GUS, 2014). Zróżnicowania w obrębie samych województw są wyższe, co widoczne jest na mapie zależności przestrzennych. Sytuacja ta wynika zarówno z odmiennego przebiegu ich rozwoju, jak i zróżnicowania funkcji społeczno-gospodarczych.

Wyniki badań koncentracji ubóstwa z uwzględnieniem zależności przestrzennych potwierdzają tezę o szczególnie niekorzystnej sytuacji ludności wiejskiej na rynku pracy. Bezrobotni korzystający z pomocy opieki społecznej to nie tylko pracownicy byłych PGR, ale również mieszkające na wsiach osoby ze zlikwidowanych bądź ograniczających miejsca pracy przedsiębiorstw, w tym przede wszystkim ludność dwuzawodowa.

Z uwagi na wielofunkcyjność rozwoju obszarów wiejskich konieczne jest prowadzenie odpowiednich działań w zakresie polityki regionalnej zmierzających do wyrównywania ich szans rozwoju, bez których ubóstwo będzie się utrzymywać, a rozwój tych terenów pozostanie zagrożony.

Podsumowanie

Metoda autokorelacji przestrzennej pozwala wyodrębnić obszary (klasy) gmin o podobnych wartościach badanego zjawiska oraz ukazuje wpływ sąsiedztwa i zależności przestrzenne występujące pomiędzy sąsiadującymi gminami. W przypadku analizy ubóstwa istotna jest dostępność danych w skali gmin, ponieważ miara ubóstwa ustawowego nie w pełni oddaje koncentrację tego zjawiska. Brak corocznej waloryzacji jego progów powoduje, że następuje spadek koncentracji ubóstwa, natomiast podwyżka progów kryterium dochodowego skutkuje wzrostem zasięgu występowania ubóstwa. Stosowanie metody autokorelacji przestrzennej pozwala spojrzeć na badane zjawisko w aspekcie przestrzennym i stanowi z jednej strony istotne uzupełnienie prowadzonych analiz, a z drugiej potwierdzenie wyników uzyskanych innymi metodami statystycznymi.

LITERATURA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, No. 27, s. 93—115.
- Bivand, R. (1980). *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*. W: Z. Chojnicki (red.), *Analiza regresji w geografii*, PWN, Poznań, s. 23—38.
- Cliff, A.D., Ord, J.K. (1973). *Spatial autocorrelation*, Pion, London.
- Deutsch, J., Silber, J. (2005). Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, No. 1, s. 145—174.
- Getis, A. (2007). Reflections on spatial autocorrelation. *Regional Science and Urban Economics*, No. 37, s. 491—496.
- Griffith, D.A. (2003). *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*, Springer, Berlin-Heidelberg.
- GUS (2014). *Ubóstwo ekonomiczne w Polsce w 2013 r.*
- Kossowski, T. (2009). Metody i modele ekonometrii przestrzennej. W: Z. Zwoliński (red.), *GIS platforma integracyjna geografii*, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, s. 145—165.
- Moran, P.A.P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, No. 37, s. 17—23.
- Panek, T. (2009). Wskaźniki ubóstwa w ujęciu wielowymiarowym. *Wiadomości Statystyczne*, nr 12 (583), s. 1—20.
- Panek, T. (2014). *Statystyka społeczna*. PWE, Warszawa.
- Pollok, A. (2002). Metody analizy ekonomicznej zjawiska ubóstwa. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny LXIV*, z. 4, s. 149—171.
- Sen, A.K. (1992). *Inequality reexamined*. Clarendon Press, Oxford.
- Szarfenberg, R. (2007). Ubóstwo, marginalność i wykluczenie społeczne. W: G. Firlit-Fesnak, M. Szyłko-Skoczny (red.), *Polityka społeczna*, PWN, Warszawa.
- Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, Vol. 46, No. 2, s. 234—240.

Summary. *The aim of the article is to present the method of spatial autocorrelation (LISA) to determine the degree of concentration, i.e. local spatial relationships of poverty incidence in rural areas. Indicators concerning people living below the income criteria and benefiting from social assistance between 2009 and 2013 have been taken into account for the analysis on the basis of GUS publication Economic poverty in Poland. Such a criterion is defined as the statutory threshold of poverty, but the measure does not fully reflect the scale of this phenomenon. No annual indexation of the thresholds of poverty causes a decrease in the concentration of this phenomenon in rural areas, and increase the income threshold criterion contributes to the range of incidence of poverty.*

Keywords: method of spatial autocorrelation, poverty, rural areas, Poland.

Резюме. *Целью статьи является представление метода пространственной автокорреляции (LISA) для определения степени концентрации, то есть локальных пространственных соединений существования бедности в сельских районах. Для анализа учитывались показатели касающиеся людей живущих ниже доходного критерия и использующих социальную помощь в 2009 г. и в 2013 г. на основе публикации ЦСУ Экономическая бедность в Польше. Такой критерий определяется как установленный законом порог бедности, но его измеритель не в полной мере отражает масштаб явления. Отсутствие ежегодной валоризации порогов бедности приводит к снижению концентрации этого явления в сельских районах, в то время увеличение порогов доходного критерия способствует расширению пределов существования бедности.*

Ключевые слова: метод пространственной автокорреляции, бедность, сельские районы, Польша.

Wiesława GIERAŃCZYK

Sytuacja osób młodych w Polsce na tle państw europejskich

Streszczenie. *Artykuł stanowi próbę przedstawienia sytuacji osób młodych, które — na ogół — podejmują w wieku 25—34 lata ważne decyzje życiowe. W tym celu badano uwarunkowania przestrzenne w zakresie tworzenia przez te osoby własnych gospodarstw domowych, uczestnictwa w rynku pracy i dokształcania się. Omówiono zależności pomiędzy tymi zjawiskami. Badanie przeprowadzono dla państw europejskich (ze szczególnym uwzględnieniem sytuacji w Polsce) na podstawie danych za lata 2013 i 2014 uzyskanych z Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia (EU-SILC) oraz Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). W jego wyniku określono grupy państw podobnych pod względem sytuacji życiowej ludzi młodych.*

Słowa kluczowe: gniazdownictwo, bierność społeczna młodzieży, edukacja formalna, edukacja pozaformalna, pracujący, bezrobotny.

„Młodzi ludzie” to pojęcie nieprecyzyjne i zmienne. Tradycyjnie młodość odnoszona była do osób, które nie osiągnęły jeszcze samodzielności życiowej. Kiedyś zwieńczenie tej fazy życia wiązało się z konkretnymi wydarzeniami, takimi jak np. podjęcie pracy, zawarcie małżeństwa, założenie rodziny czy utworzenie samodzielnego gospodarstwa domowego. Dokonywały się one ok. 20 roku życia. Obecnie kryteria oddzielające młodość od dorosłości nie są już tak jasne, i jak dowodzi Szafraniec (2012) — jasne być nie mogą. Wynikają one z zachodzących współcześnie w społeczeństwie zjawisk pluralizacji i hybrydyzacji kategorii wieku, mających swe źródło zarówno w realiach społecznych, gospodarczych, jak i w kulturze. Sprawiają one, że trudno jest określić moment, w którym osoba przestaje być „młoda”, a staje się „dorosła”. Jednocześnie w obecnym gloryfikującym wolność świecie wyjście z fazy młodości (oznaczałoby status osoby zależnej, nietraktowanej poważnie, niemogącej decydować o sobie) i wejście w dorosłość (oznaczającą status osoby w pełni niezależnej) ma dla ludzi

młodych bardzo duże, subiektywne znaczenie. Związane z dorosłością poczucie niezależności i autonomii pozwala realizować własną koncepcję życia, bez oglądania się na tych, od których się było lub jest zależnym.

Jak wcześniej wspomniano, społeczno-kulturowe uwarunkowania sprawiają, że obecnie młodość wydłuża się na dorosłość. Mimo dorosłego wieku jednak wiele osób ciągle stoi przed perspektywą rozstrzygnięć dotyczących własnego „Ja” i swojej przyszłości. Taka sytuacja dotyczy zwłaszcza studentów ostatnich lat studiów i absolwentów. Dorosłość często wciąga ich w orbitę nierozstrzygalnych problemów, a jednocześnie zmusza do podejmowania wiążących decyzji życiowych związanych z usamodzielnieniem się¹.

Podejmując próbę zdiagnozowania sytuacji młodych osób wchodzących w dorosłość i często doświadczających kryzysu adolescencyjnego (Szafraniec, 2012), przeanalizowano postawy ludzi w wieku 25—34 lata dotyczące wybranych aspektów życia, w tym m.in. tworzenia własnych gospodarstw domowych, uczestnictwa w rynku pracy czy doksztalcania się.

Na podstawie najnowszych danych przeprowadzono analizę dla państw europejskich ze szczególnym uwzględnieniem sytuacji w Polsce.

ŹRÓDŁO DANYCH

W analizie wykorzystano dane publikowane przez Eurostat, stanowiące wyniki Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia (EU-SILC) oraz badania siły roboczej (*Labour Force Survey* — LFS, w Polsce: Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności — BAEL). W rozdziale odnoszącym się do tzw. gniazdownictwa wykorzystano dane pochodzące z badania EU-SILC. Jest to badanie prowadzone co roku, którego podmiotem są gospodarstwa domowe oraz osoby w wieku 16 lat i więcej. Badanie ma charakter panelowy, wylosowaną grupę respondentów poddaje się kilkukrotnej obserwacji, dzięki czemu można przeanalizować zmieniającą się sytuację, postawy, zachowania lub opinie tej grupy. Badanie jest realizowane metodą wywiadu bezpośredniego z wykorzystaniem 2 kwestionariuszy, z których jeden służy do uzyskiwania danych dotyczących gospodarstw domowych, a drugi — danych o osobach indywidualnych.

Celem badania EU-SILC jest uzyskiwanie informacji, które umożliwiają ocenę warunków życia ludności i porównanie ich z sytuacją w innych krajach Unii Europejskiej (UE). Służy temu przyjęta przez Eurostat jednolita metodologia. GUS wdrożył to badanie w 2005 r. Jednostką badania jest gospodarstwo domowe, które tworzą osoby, które są lub nie są spokrewnione, mieszkają razem i wspólnie utrzymują się (gospodarstwo domowe wieloosobowe). Gospodarstwo domowe może również tworzyć jedna osoba, która utrzymuje się samodzielnie, bez względu na to, czy mieszka sama czy z innymi osobami (gospodarstwo domowe jednoosobowe).

Podstawą danych obrazujących bierność społeczną badanej grupy ludności oraz jej aktywność w zakresie edukacji było badanie LFS. Kierowane jest ono

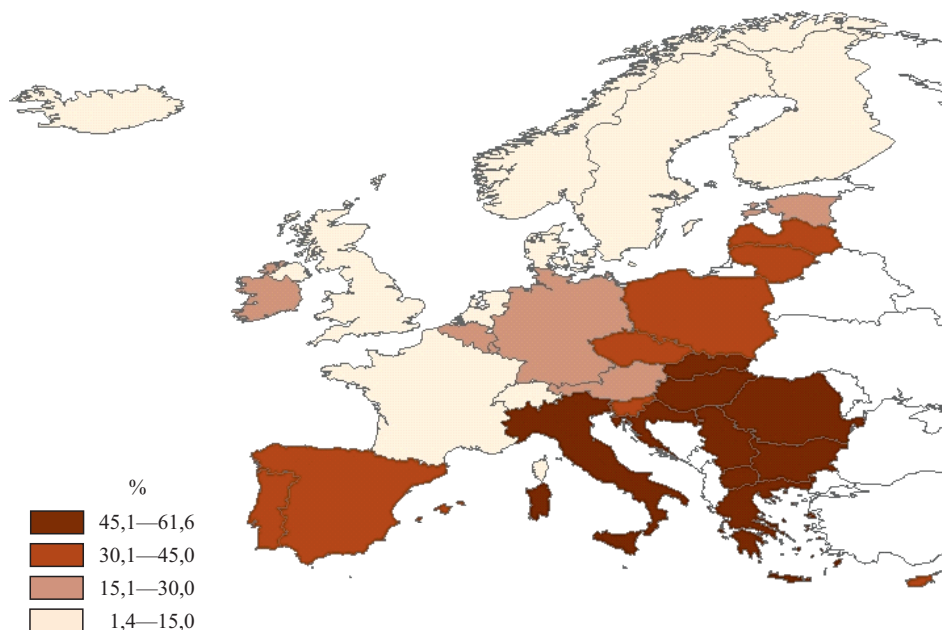
¹ Arnett (1997), s. 3—23; Arnett (2000), s. 469—480; Brzezińska, Kaczan, Piotrowski i Rękosiewicz, (2011), s. 67—107; Robbins i Wilner (2001), s. 4.

do gospodarstw domowych w celu uzyskania informacji na temat rynku pracy i powiązanych z nim zagadnień poprzez serię wywiadów bezpośrednich. LFS przeprowadzane jest w UE i obejmuje wszystkich obywateli żyjących w gospodarstwach prywatnych, przy jednoczesnym wykluczeniu zbiorowych gospodarstw domowych, takich jak np. pensjonaty, akademiki i szpitale. Używane definicje są wspólne dla wszystkich państw członkowskich UE i oparte na zaleceniach Międzynarodowej Organizacji Pracy².

USAMODZIELNIENIE SIĘ OSÓB MŁODYCH

Jedną z miar usamodzielnienia się osób młodych jest skala gniazdownictwa. GUS wskaźnik tego zjawiska definiuje jako udział osób w wieku 25–34 lata, które pozostają w jednym gospodarstwie domowym z przynajmniej jednym z rodziców w ogólnej liczbie osób w tej samej grupie wieku (STRATEG, 2015). W 2013 r. w Polsce taki status wykazywało 43,5% osób w tym wieku. Było to znacznie więcej niż średnio w UE (bo o 14,8 p.proc.), przy czym w innych państwach europejskich skłonność do zamieszkiwania z rodzicami wśród osób w analizowanej grupie wieku była zróżnicowana.

Wykr. 1. WSKAŹNIK GNIAZDOWNICTWA OGÓŁEM W 2013 R.

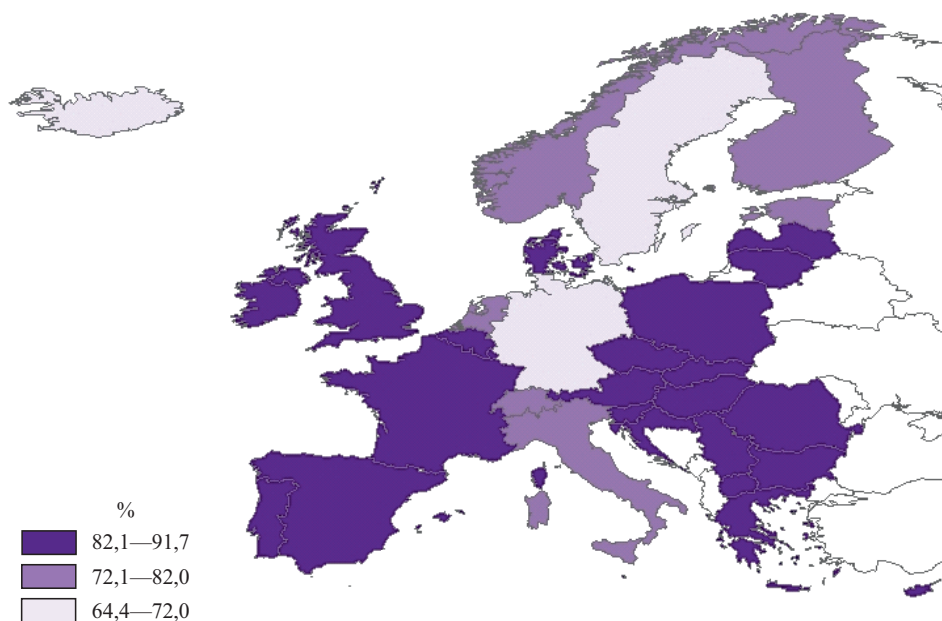


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

² [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Labour_force_survey_\(LFS\)/pl](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Labour_force_survey_(LFS)/pl).

W 2013 r. wskaźnik gniazdownictwa wahał się od 1,4% w Danii do 61,6% w Macedonii. Blisko 60% ludzi w wieku 25—34 lata nie tworzyło samodzielnych gospodarstw domowych także w Chorwacji i Słowacji. Zauważa się przy tym, że rozkład przestrzenny analizowanego zjawiska jest powiązany z położeniem geograficznym krajów. Osoby w wieku 25—34 lata znacznie częściej pozostawały we wspólnym gospodarstwie domowym z rodzicami w państwach południowo-wschodniej Europy niż północnej i zachodniej (wykr. 1).

Wykr. 2. AKTYWNI ZAWODOWO WŚRÓD GNIAZDOWNIKÓW W 2013 R.

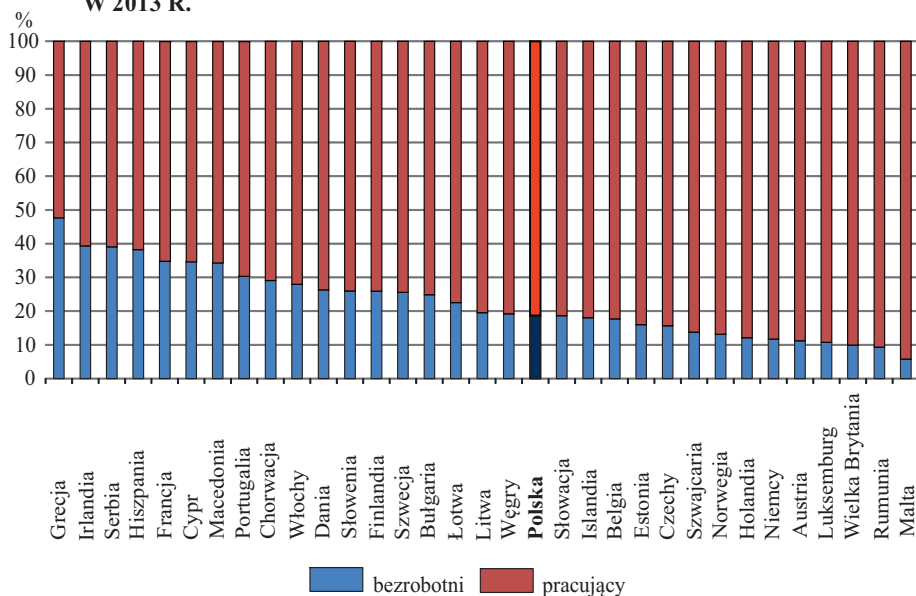


Źródło: jak przy wykr. 1.

W Polsce wśród osób w wieku 25—34 lata tworzących wspólne gospodarstwo domowe z rodzicami przeważali aktywni zawodowo — stanowili 87,7%. W państwach europejskich ten udział wahał się od 64,4% w Islandii do 91,7% w Macedonii i Grecji (wykr. 2). W Polsce, podobnie jak na Węgrzech, Litwie czy Słowacji, pracujący stanowili ok. 4/5 aktywnych zawodowo gniazdowników w analizowanej grupie wiekowej. Skrajnie odmienne struktury siły roboczej tej grupy osób w przyjętych do analizy krajach występowały w Grecji i na Malcie. W Grecji udział pracujących i bezrobotnych był zbliżony, podczas gdy na Malcie na 16 pracujących gniazdowników przypadał 1 bezrobotny (wykr. 3).

Pracujący gniazdownicy w wieku 25—34 lata w analizowanej grupie państw z różnym natężeniem podejmowali zatrudnienie biorąc pod uwagę formę zatrudnienia (na czas nieokreślony i określony) oraz wymiar czasu pracy (pełny i niepełny). Polskę oraz Hiszpanię wyróżniał mniejszy udział pracujących na czas nieokreślony niż na czas określony. W pozostałych państwach sytuacja była odwrotna, przy czym w Portugalii i Grecji w strukturze pracujących gniazdowników zatrudnieni na czas nieokreślony stanowili ok. 57%, a w Wielkiej Brytanii i Rumunii ok. 95%. Pod względem wymiaru czasu pracy w Polsce gniazdownicy pracujący w pełnym jego wymiarze stanowili 93,1%. Podobnie jak w naszym kraju, we wszystkich analizowanych państwach gniazdownicy częściej pracowali w pełnym niż niepełnym wymiarze czasu pracy, ale struktury pracujących pod tym względem różniły się znacząco. Do państw, w których wśród pracujących gniazdowników niemal powszechna była praca w pełnym wymiarze czasu pracy (ok. 98%) należały: Macedonia, Bułgaria, Słowacja i Czechy. Z kolei relatywnie najrzadziej pracujące osoby w wieku 25—34 lata tworzące wspólne gospodarstwo domowe z rodzicami pracowały w pełnym wymiarze czasu pracy w Holandii (60,8%).

Wykr. 3. STRUKTURA AKTYWNYCH ZAWODOWO WŚRÓD GNIAZDOWNIKÓW W 2013 R.

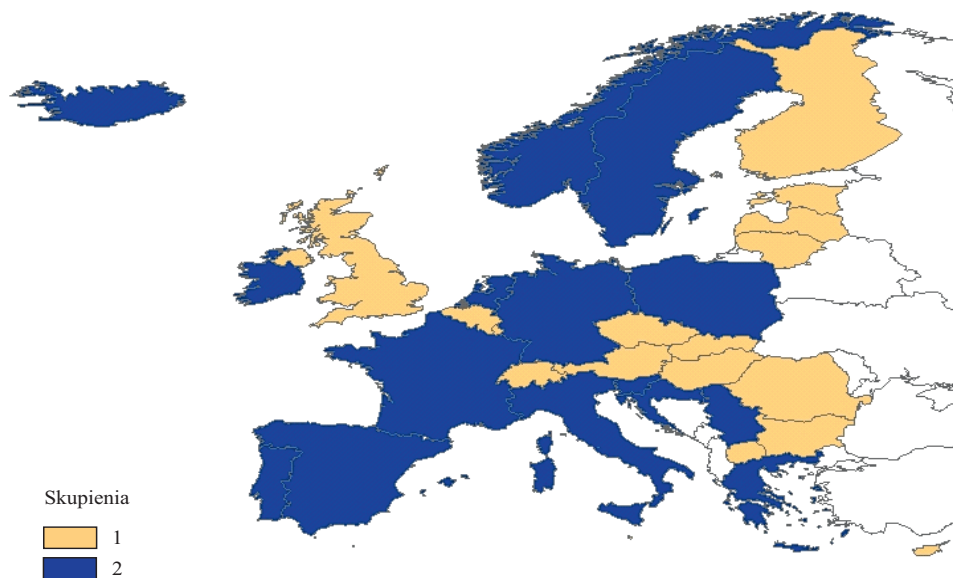


Źródło: jak przy wykry. 1.

Przeprowadzona analiza podobieństwa państw europejskich ze względu na formę zatrudnienia i wymiar czasu pracy gniazdowników z wykorzystaniem

metod aglomeracyjnych³ skłoniła do wydzielenia dwóch skupień państw⁴ (wykr. 4).

**Wykr. 4. SKUPIENIA PAŃSTW EUROPEJSKICH PODOBNYCH
ZE WZGLĘDU NA FORMĘ ZATRUDNIENIA I WYMIAR CZASU PRACY
GNIAZDOWNIKÓW W 2013 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

**TABL. 1. FORMA ZATRUDNIENIA I WYMIAR CZASU PRACY GNIAZDOWNIKÓW
W SKUPIENIACH PAŃSTW EUROPEJSKICH**

Skupienie	Udział pracujących gniazdowników			
	na czas		w wymiarze	
	nieokreślony	określony	pełnym	niepełnym
1	84,0	16,0	92,5	7,5
2	61,7	38,3	85,1	14,9

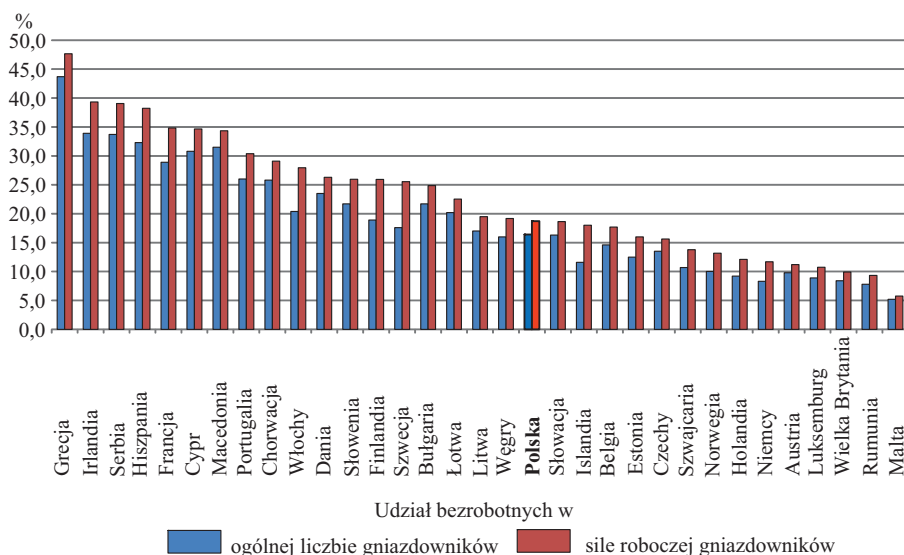
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

³ Metody aglomeracyjne należą do metod hierarchicznych, które polegają na iteracyjnym łączeniu obiektów w coraz to większe lub coraz to mniejsze skupienia poprzez budowanie hierarchii skupień w zależności od odległości między nimi. W przypadku tych procedur postępowanie badawcze opiera się na tworzeniu macierzy podobieństwa klasyfikowanych obiektów, a następnie w kolejnych krokach łączenia ich w skupienia najbardziej do siebie podobne (Everit, Landau, Leese i Stahl, 2011).

⁴ W tym opracowaniu do wyznaczenia skupień państw podobnych do siebie stosowano metodę Warda. Metodę tę różni od pozostałych metod aglomeracji wykorzystanie do oszacowania odległości między skupieniami analizy wariancji. Zmierza ona do minimalizacji sumy kwadratów odchyleń dowolnych dwóch skupień, które mogą zostać uformowane na każdym etapie. Odległości między analizowanymi obiektami wyznaczał kwadrat odległości euklidesowej. Analiza przebiegu grupowania na dendrogramie była tu podstawą do wyodrębnienia analizowanych skupień.

Skupienie 2, w którym znalazła się Polska, charakteryzował nieco niższy udział pracujących gniazdowników na czas nieokreślony i w pełnym wymiarze czasu pracy względem średniej we wszystkich analizowanych państwach, a także w odniesieniu do skupienia 1 (tabl. 1). Grupę państw należących do skupienia 1 różnił też ok. dwukrotnie wyższy udział gniazdowników pracujących na czas określony i w niepełnym wymiarze czasu pracy. Jak zaprezentowano na wyk. 4, rozkład podobnych struktur pracujących gniazdowników ze względu na analizowane kryteria wykazywał pewne zależności przestrzenne. Skupienie 2 koncentrowało zasadniczo państwa Europy Północnej i Zachodniej, ale także Polskę, Serbię i Chorwację. Z kolei skupienie 1 łączyło państwa Europy Środkowej i Wschodniej z Finlandią, Belgią i Wielką Brytanią.

Wykr. 5. BEZROBOTNI WŚRÓD GNIAZDOWNIKÓW W 2013 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

W analizowanej grupie państw udział bezrobotnych w zasobach siły roboczej gniazdowników był silnie skorelowany z udziałem bezrobotnych w ogólnej liczbie gniazdowników (wykr. 5). Niezależnie od przyjętego punktu odniesienia relatywnie najrzadziej status bezrobotnego występował wśród gniazdowników na Malcie, podczas gdy w Grecji takie zjawisko było dość powszechne.

Spośród składowych ukazujących aktywność ekonomiczną omawianej tu grupy osób największą zmiennością w analizowanych krajach odznaczał się udział uczących się. Polska, obok Wielkiej Brytanii, Łotwy, Malty i Litwy należała do państw, w których osoby w wieku 25–34 lata tworzące wspólne gospodarstwo domowe z rodzicami bardzo rzadko deklarowały status osoby uczącej

się — były to 2—3 osoby na 100 gniazdowników. Znacząco różniła się pod tym względem sytuacja w Islandii i Niemczech, gdzie niemal co 4 gniazdownik wskazywał, że się uczy.

W analizowanej grupie państw wśród gniazdowników występowała także bierność zawodowa, determinowana innymi powodami niż edukacja. W Polsce, podobnie jak w Holandii czy Francji, taka sytuacja dotyczyła co 10 gniazdownika. Ten rodzaj bierności zawodowej najczęściej występował wśród gniazdowników Finlandii (16,6%), podczas gdy sporadycznie w Danii (0,4%).

**Wykr. 6. SKUPIENIA PAŃSTW EUROPEJSKICH PODOBNYCH
POD WZGLĘDEM WSKAŹNIKA GNIAZDOWNICTWA
ORAZ STRUKTURY AKTYWNOŚCI EKONOMICZNEJ
GNIAZDOWNIKÓW W 2013 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Analizując podobieństwo państw europejskich pod względem wskaźnika gniazdownictwa oraz struktury aktywności ekonomicznej gniazdowników z wykorzystaniem metod aglomeracyjnych wydzielono 3 skupienia państw. Skupienie 2 obejmujące państwa Europy Południowej wyróżniał najwyższy poziom gniazdownictwa oraz wysoki udział bezrobotnych wśród gniazdowników (tabl. 2). Skupienie 1, które wykazało podobieństwo państw Europy Wschodniej oraz Wielkiej Brytanii, Belgii, Luksemburga i Malty odznaczało się średnio nieco niższym niż w skupieniu 2 wskaźnikiem gniazdownictwa oraz najwyższym udziałem pracujących gniazdowników. Jednocześnie w państwach tego

skupienia średnio najrzadziej wykazywano status osoby uczącej się. Z kolei skupienie 3 łączy państwa Europy Północnej i Zachodniej. Średnio w tej grupie państw gniazdownictwo występowało najrzadziej, jak we wszystkich analizowanych krajach również i w tych należących do skupienia 3 gniazdownicy w większości pracowali. Średnio udział pracujących gniazdowników był zbliżony jak w skupieniu 2 — a znacząco niższy niż w skupieniu 1. Państwa tego skupienia od pozostałych wyróżniał przede wszystkim najwyższy wśród wydzielonych skupień udział uczących się gniazdowników (tabl. 2).

TABL. 2. WSKAŹNIK GNIAZDOWNICTWA I STRUKTURA AKTYWNOŚCI EKONOMICZNEJ GNIAZDOWNIKÓW W SKUPIENIACH PAŃSTW

Skupienie	Wskaźnik gniazdownictwa	Struktura aktywnych zawodowo gniazdowników			
		pracujący	uczący się	bezrobotni	pozostali bierni zawodowo
1	34,3	73,3	5,6	12,8	8,2
2	39,0	57,8	8,5	29,5	4,3
3	15,2	59,9	17,4	13,2	9,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

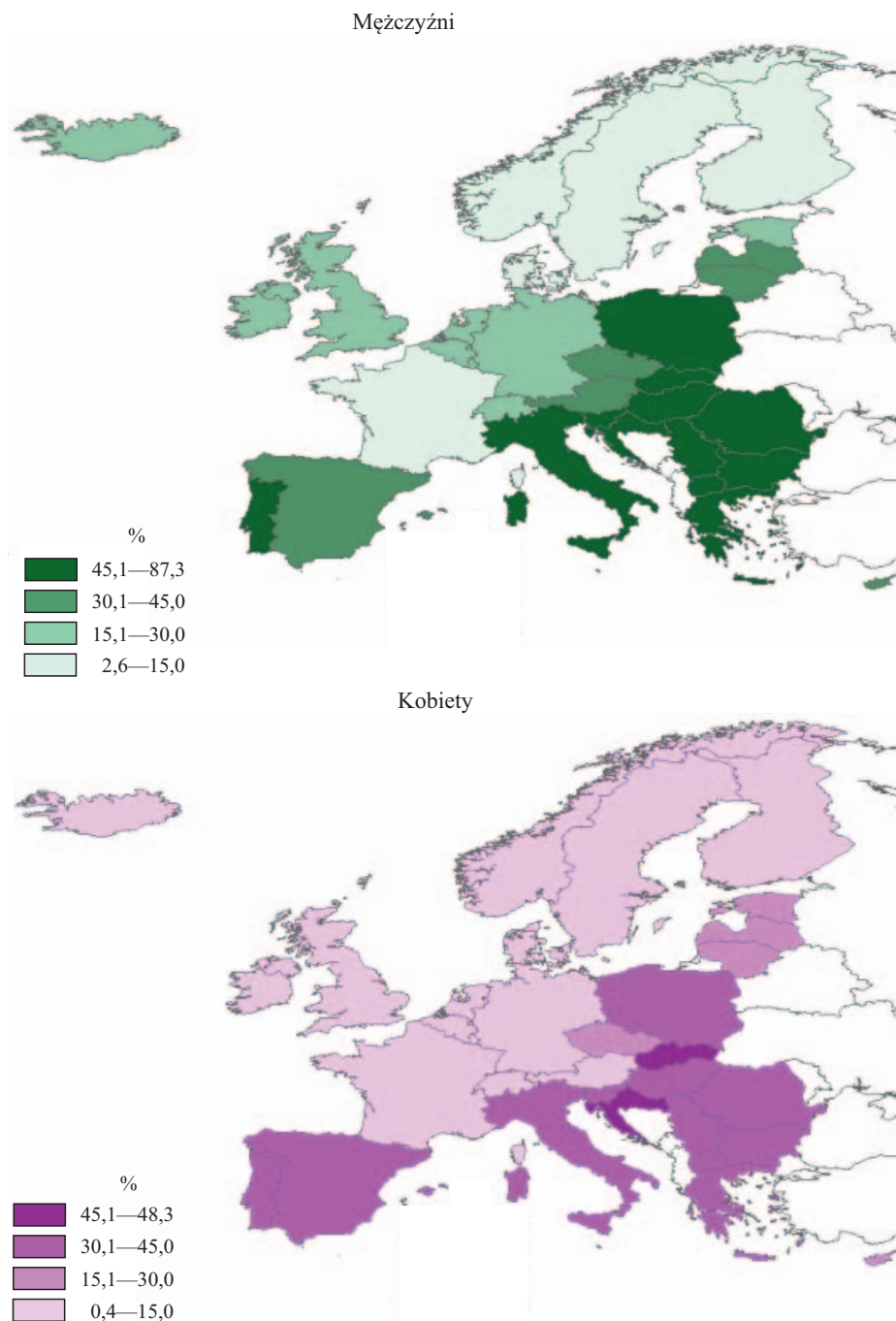
Przeprowadzone analizy wskazują, że w Polsce, podobnie jak w pozostałych państwach europejskich, wśród osób w wieku 25—34 lata częściej we wspólnym gospodarstwie domowym z rodzicami pozostają mężczyźni. W Europie zjawisko gniazdownictwa mężczyzn jest zróżnicowane terytorialnie i w 2013 r. wahało się od 2,6% w Danii do 87,3% w Macedonii.

Przedstawiony na wyk. 7 wskaźnik gniazdownictwa wśród mężczyzn pozwala zauważyć, że w 2013 r. natężenie zjawiska było najmniejsze w państwach Europy Północnej i Zachodniej i narastało w kierunku południowo-wschodnim. W Polsce i położonych na południe państwach oraz w państwach wokół Morza Adriatyckiego ponad połowa mężczyzn w wieku 25—34 lata pozostawała we wspólnym gospodarstwie domowym z rodzicami.

W przypadku kobiet rozstęp między skrajnymi wartościami wskaźnika gniazdownictwa był znacznie mniejszy niż wśród mężczyzn, wynosił 47,9 p.proc. Niższy był też minimalny poziom zjawiska — w Danii niespełna 0,4% kobiet w wieku 25—34 lata pozostawało we wspólnym gospodarstwie domowym z rodzicami. Z kolei geograficzny rozkład natężenia gniazdownictwa kobiet był zbliżony do obserwowanego w przypadku mężczyzn. Więcej młodych kobiet tworzyło gospodarstwo domowe z rodzicami w południowo-wschodniej Europie — najwięcej w Chorwacji i Słowacji (nieco ponad 48%).

Pomiędzy gniazdownictwem kobiet i mężczyzn w analizowanych państwach zachodziła silna dodatnia zależność korelacyjna ($r=0,94$). Należy podkreślić, że różnice między poziomem gniazdownictwa mężczyzn i kobiet narastały w ujęciu geograficznym, podobnie jak wzrastał wskaźnik gniazdownictwa kobiet i mężczyzn. Najmniejsze były w państwach skandynawskich (ok. 2—3 p.proc), a największa w Macedonii (52,3 p.proc.).

Wykr. 7. WSKAŹNIK GNIAZDOWNICTWA MĘŻCZYŹN I KOBIET W 2013 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

BIERNOŚĆ SPOŁECZNA OSÓB MŁODYCH

Zjawisko aktywności osób młodych na rynku pracy oraz w sferze edukacji należy w ostatnich latach do często poruszanych zagadnień w odniesieniu do tej grupy. Znaczną ich część pozostaje bowiem poza sferą zatrudnienia i sferą edukacji. Skalę zjawiska obrazuje wskaźnik bierności społecznej młodzieży⁵. Odzwierciedla on odsetek osób w wieku 15–34 lata, które nie pracują oraz nie uczestniczą w kształceniu i szkoleniu (w badaniu są to osoby nieuczestniczące w żadnej formie edukacji w ciągu 4 tygodni poprzedzających badanie). W danych publikowanych przez Eurostat wskaźnik ten określany jest jako NEET (*not in employment and not in any education and training*). Stanowi on dopełnienie miar obrazujących udział osób młodych w rynku pracy, np. zatrudnienia i bezrobocia, które coraz częściej są niewystarczające do analizy złożonej kondycji przedstawicieli młodego pokolenia. Analiza bierności społecznej tej grupy umożliwia odniesienie skali zjawiska do ogółu osób młodych (również z uwzględnieniem grup wieku), a nie tylko do części aktywnej zawodowo. Jest to o tyle ważne, że tak w skali Europy, jak i świata odsetek młodych osób, które z różnych przyczyn jednocześnie nie uczą się, nie pracują oraz nie przygotowują do zawodu uczestnicząc w różnych formach samokształcenia przestał być marginalny.

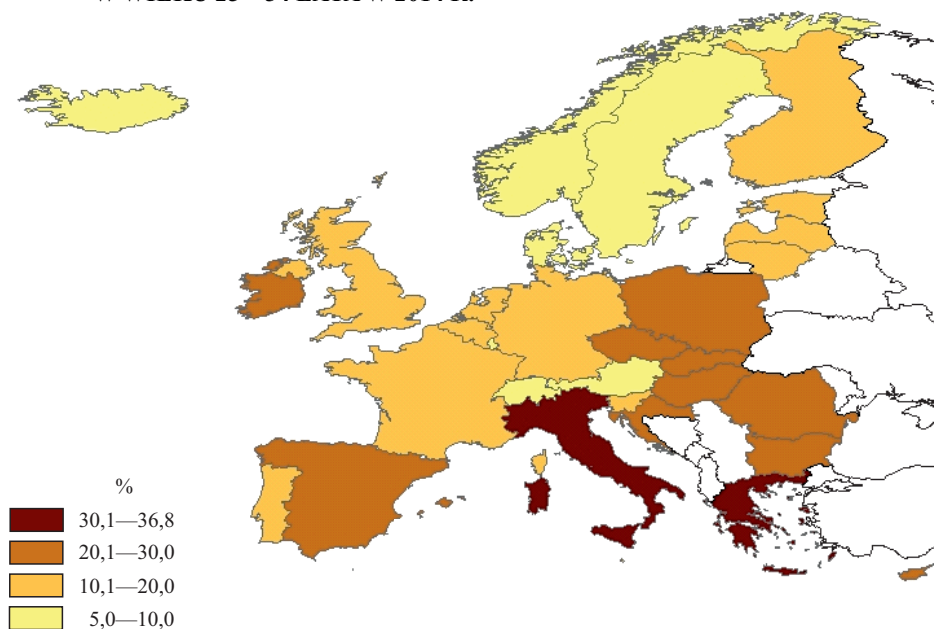
Powstawanie klasy młodzieży biernej społecznie to zjawisko, o którym w Europie mówi się coraz powszechniej. Jest to obecnie jeden z najważniejszych problemów społecznych wymagający interwencji. W grupie młodzieży niepracującej i nieuczestniczącej w kształceniu znajdują się nie tylko osoby młode, które spełniają kryteria osoby bezrobotnej, lecz także osoby kończące edukację, nie szukające pracy, pozostające — czasem z wyboru, a czasem z konieczności — na utrzymaniu rodziców lub angażujące się w działalność nieakceptowaną społecznie (Serafin-Juszczak, 2014).

W 2014 r. analiza zjawiska bierności społecznej wśród młodzieży w państwach europejskich według 5-letnich grup wieku wykazała, że w większości krajów najwyższy poziom wskaźnika bierności społecznej przypadał na osoby w wieku 25—34 lata. W 2014 r. skala omawianego zjawiska średnio w państwach UE i w Polsce była zbliżona. Wskaźnik bierności społecznej młodzieży wynosił odpowiednio 19,0% i 20,4%, przy czym jego zróżnicowanie w krajach europejskich było znaczące. Wskaźnik ten wahał się od 5,0% w Luksemburgu do 36,8% w Grecji.

⁵ Licznik wskaźnika odnosi się do osób, które spełniają dwa warunki: nie pracują (czyli są bezrobotne lub bierne zawodowo) oraz nie uczestniczyły w żadnej formie edukacji w ciągu 4 tygodni poprzedzających badanie. Mianownikiem wskaźnika jest dana grupa wiekowa, której dotyczy wskaźnik, z wyłączeniem osób, które nie udzieliły odpowiedzi na pytania dotyczące uczestnictwa w regularnej edukacji i szkoleniu (STRATEG, 2015).

Geograficzny rozkład wskaźnika bierności społecznej zaprezentowany na wyk. 8 pokazuje, że brak zaangażowania analizowanej grupy ludności zarówno w sferę edukacji i sferę pracy w najmniejszym stopniu występuje w państwach Europy Północnej oraz Szwajcarii i Austrii, a najpowszechniej na południu Europy.

**Wykr. 8. WSKAŹNIK BIERNOŚCI SPOŁECZNEJ W GRUPIE OSÓB
W WIEKU 25—34 LATA W 2014 R.**

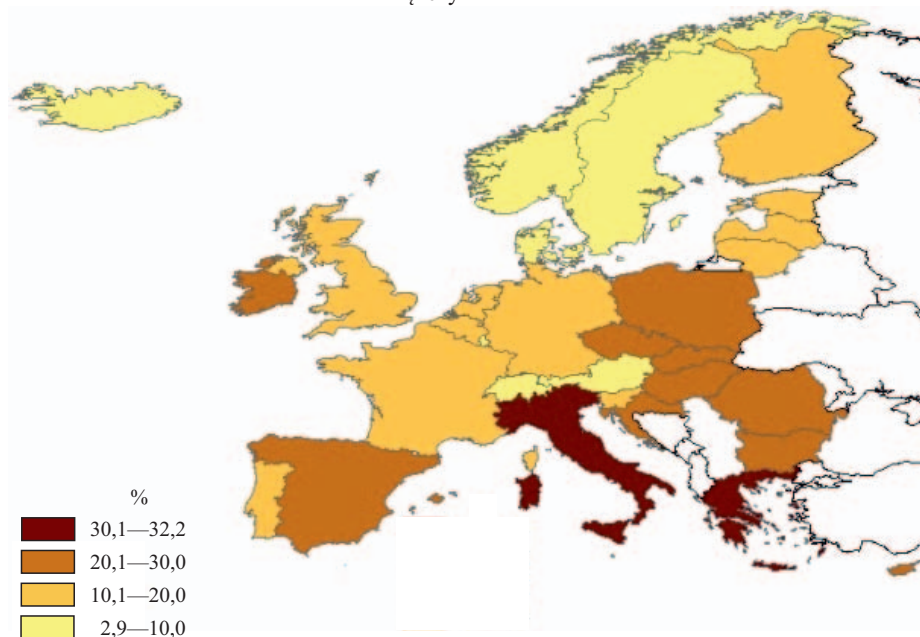


Źródło: jak przy wyk. 1.

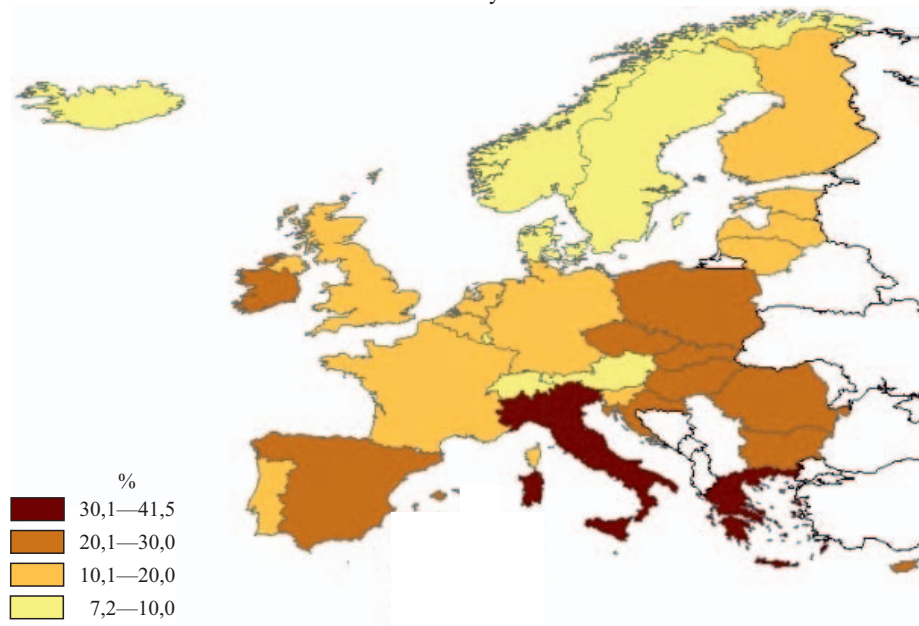
Bierność społeczna młodzieży, jak i gniazdownictwo w ujęciu według płci występowały w analizowanych państwach z różnym natężeniem (wykr. 9), przy czym pomiędzy poziomem wskaźnika bierności społecznej wśród mężczyzn i kobiet zachodziła dość silna dodatnia zależność ($r=0,72$). We wszystkich państwach udział młodych kobiet, które z różnych przyczyn nie uczyły się, nie przygotowywały do zawodu oraz nie pracowały był wyższy niż wśród mężczyzn. Największe różnice w poziomie tego wskaźnika dla kobiet i mężczyzn w wieku 25—34 lata wystąpiły w Czechach (o 26,1 p.proc.), na Słowacji (o 21,7 p.proc.) i na Węgrzech (o 21,1 p.proc.).

**Wykr. 9. WSKAŹNIK BIERNOŚCI SPOŁECZNEJ MĘŻCZYŹN I KOBIEŤ
W GRUPIE OSÓB W WIEKU 25—34 LATA W 2014 R.**

Mężczyźni



Kobiety



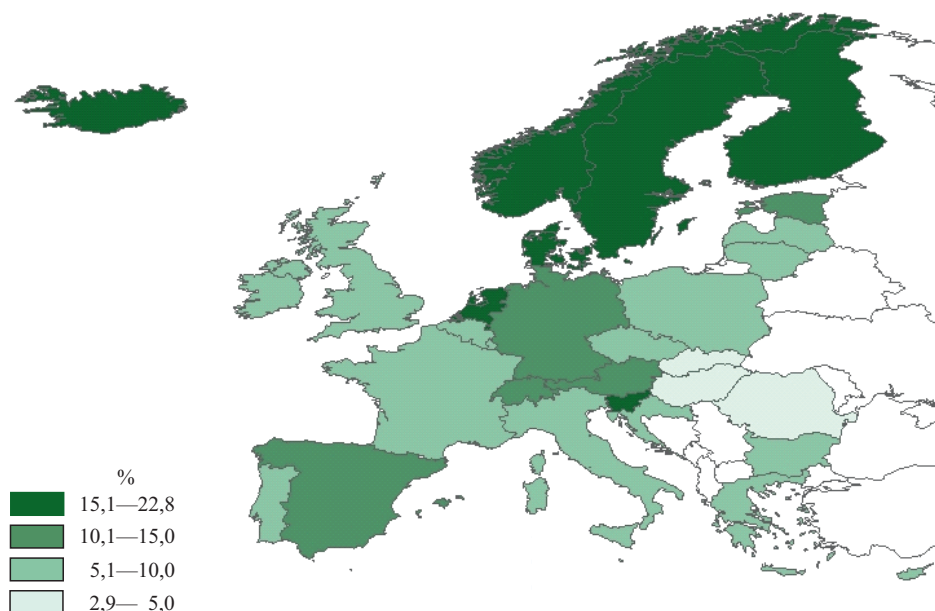
Źródło: jak przy wykr. 1.

EDUKACJA

Dahlman (2004) wskazał wzrost znaczenia edukacji, podnoszenia kwalifikacji siły roboczej oraz nauki przez całe życie jako jeden z siedmiu elementów tzw. rewolucji wiedzy, który ma kluczowe znaczenie dla pozycji jednostek na rynku pracy. Osoby z wyższym wykształceniem i doświadczeniem zawodowym nie tylko otrzymują wyższe wynagrodzenia za pracę, ale także mają większą szansę na zatrudnienie (Czapiński i Panek, 2009; Liwiński i Sztanderska, 2006). Wśród osób młodych bez wykształcenia czy doświadczenia zawodowego obserwuje się wysokie zagrożenie bezrobociem (Kotowska, Sztanderska i Wóycicka, 2007; MPiPS, 2007). Edukacja, w tym edukacja dorosłych, uznawana jest obecnie za jeden z kluczowych czynników wpływających na wzrost gospodarczy oraz rozwój społeczny. Edukacja korzystnie wpływa bowiem na dobrostan ludzi, w szczególności na ich zdrowie i poziom kapitału społecznego (OECD, 2010).

Edukacja dorosłych może być realizowana jako formalna, pozaformalna oraz nieformalna (UE, 2006). Zaangażowanie ludzi w wieku 25—34 lata w edukację zaprezentowano w artykule na podstawie ich uczestnictwa w kształceniu formalnym i pozaformalnym.

Wykr. 10. UDZIAŁ OSÓB W WIEKU 25—34 LATA W KSZTAŁCENIU FORMALNYM W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Kształcenie formalne obejmuje naukę w systemie szkolnym i odbywa się zgodnie z zatwierdzonymi programami nauczania. Prowadzone jest przez instytucje szkolne i edukacyjne, publiczne i niepubliczne, uprawnione do nauczania według standardów przyjętych w systemie oświaty i wychowania oraz szkolnictwa wyższego zatwierdzonym obowiązującymi uregulowaniami prawnymi. Prowadzi to do uzyskania kwalifikacji potwierdzonych świadectwem, zaświadczeniem o ukończeniu szkoły, certyfikatem czy dyplomem.

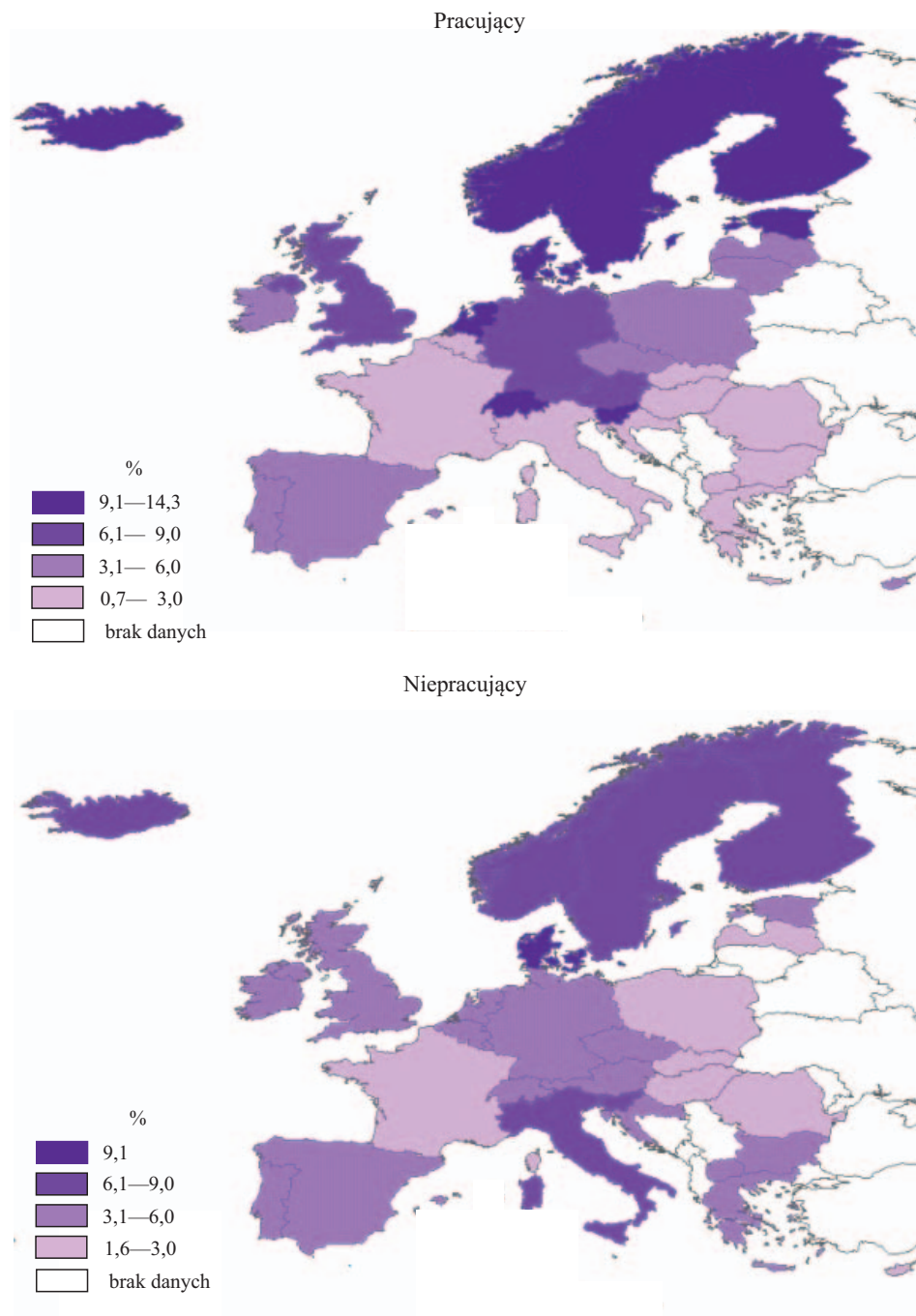
W 2014 r. zaangażowanie w kształcenie formalne wśród osób w wieku 25–34 lata w państwach europejskich było zróżnicowane (wykr. 10). Wahało się od 2,9% w Rumunii do ponad 20% w Finlandii, Danii i Islandii. W Polsce edukację formalną podejmowała średnio co 18 osoba w analizowanej grupie ludzi. Rozkład odsetka młodych ludzi uczestniczących w kształceniu formalnym w państwach europejskich według płci był podobny ($r=0,92$).

Biorąc pod uwagę status na rynku pracy można zauważyć, że w 2014 r. w UE wśród osób w wieku 25–34 lata w edukację formalną średnio zaangażowanych było 5,0% pracujących i 4,4% niepracujących. W państwach europejskich zmienność zjawiska podejmowania edukacji formalnej była większa w grupie pracujących niż niepracujących. Wśród pracujących w wieku 25–34 lata edukację formalną częściej niż w innych regionach Europy podejmowali mieszkańcy Europy Północnej — najczęściej w Islandii (14,3%). Polska należała do grupy państw, w których udział młodych ludzi pracujących i podejmujących naukę w systemie szkolnym był znacznie poniżej średniej w UE (3,7%). W 2014 r. w grupie analizowanych państw najrzadziej kształcili się formalnie pracujący młodzi ludzie w Rumunii (0,7%). Według płci zjawisko w analizowanych państwach kształtowało się bardzo podobnie ($r=0,92$).

Nieco inny był rozkład zaangażowania w kształcenie formalne osób niepracujących w wieku 25–34 lata (wykr. 11). W 2014 r. rozstęp tej zmiennej w analizowanej grupie państw wyniósł 7,5 p.proc. i był znacznie mniejszy niż wśród pracujących — 13,6 p.proc. Aktywność w tym zakresie była najmniejsza w państwach będących wschodnią granicą UE oraz we Francji (poniżej 3,0%). Rozkład odsetka młodych ludzi niepracujących i uczestniczących w kształceniu formalnym w państwach europejskich według płci był zasadniczo podobny ($r=0,85$).

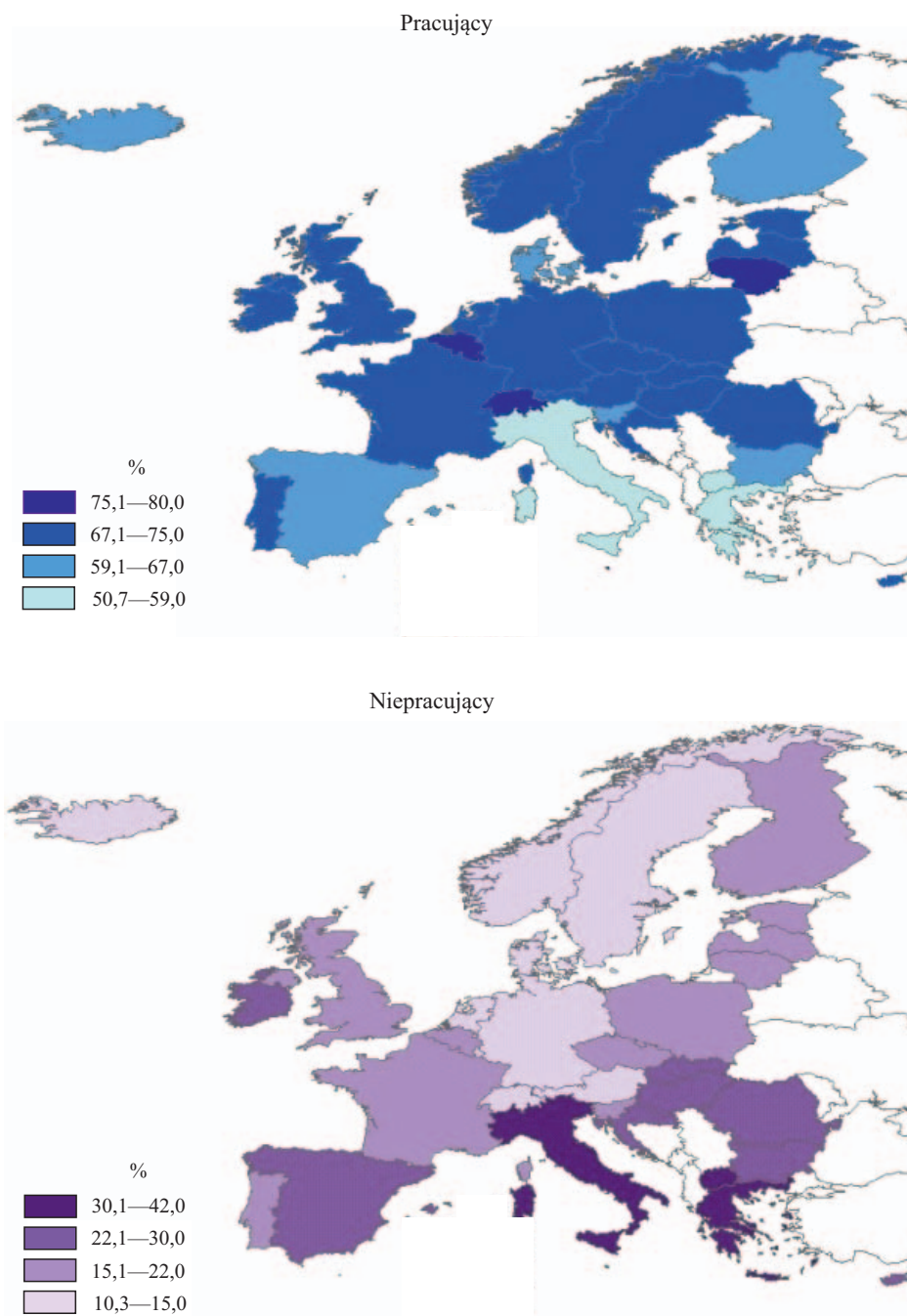
W 2014 r. w państwach europejskich znacznie częściej wśród osób w wieku 25–34 lata wykorzystywana była edukacja pozaformalna — średnio uczestniczyło w niej 90% osób. Kształcenie pozaformalne definiowane jest jako każda zorganizowana i ciągła działalność edukacyjna, która nie odpowiada całkowicie definicji kształcenia formalnego. Kształcenie pozaformalne może zatem odbywać się zarówno w obrębie instytucji edukacyjnych, jak i poza nimi, mogą w nim także uczestniczyć osoby ze wszystkich grup wiekowych. Może ono obejmować programy edukacyjne zwalczające niepiśmienność dorosłych, kształcenie podstawowe dzieci nieuczęszczających do szkoły oraz kształtowanie umiejętności życiowych, zawodowych i kultury ogólnej. Programy kształcenia pozaformalnego mogą mieć różny czas trwania (UE, 2006). W dokumentach UE podkreśla się ważność tej formy kształcenia jako łączącej kształcenie ustawiczne z kształceniem przez całe życie.

**Wykr. 11. UDZIAŁ W KSZTAŁCENIU FORMALNYM PRACUJĄCYCH
I NIEPRACUJĄCYCH OSÓB W WIEKU 25—34 LATA W 2014 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

**Wykr. 12. UDZIAŁ W KSZTAŁCENIU POZAFORMALNYM PRACUJĄCYCH
I NIEPRACUJĄCYCH OSÓB W WIEKU 25—34 LATA W 2014 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Biorąc pod uwagę status na rynku pracy osób w wieku 25—34 lata zauważyć można, że w 2014 r. w państwach europejskich kształcenie pozaformalne było bardziej popularne wśród pracujących (wykr. 12). Udział w nim wykazało od 50,7% w Macedonii do 80,0% osób w Luksemburgu w analizowanej grupie wiekowej. W Polsce aktywność młodych ludzi w tym zakresie wyniosła 73,5% i była o 4,1 p.proc. wyższa niż średnio w UE. Należy jednak zauważyć, że skłonność do edukacji pozaformalnej według płci różniła się znacząco, częściej podejmowali ją mężczyźni niż kobiety. Największa różnica w aktywności pracujących osób w wieku 25—34 lata w zakresie edukacji pozaformalnej wystąpiła w Czechach, gdzie w 2014 r. podjęło ją odpowiednio 85,4% mężczyzn i 58,4% kobiet. Jedynie na Cyprze w omawianej grupie wieku odsetek kształcących się pozaformalnie pracujących kobiet był o 0,8 p.proc. wyższy niż wśród kształcących się pozaformalnie pracujących mężczyzn (odpowiednio 72,3% i 71,5%).

Zainteresowanie edukacją pozaformalną wśród osób niepracujących w wieku 25—34 lata było znacznie mniejsze, wynosiło ok. 20%. Najrzadziej, bo średnio co 9—10 osoba niepracująca z omawianej grupy wieku podejmowała taką aktywność w Szwecji, Luksemburgu, Szwajcarii czy Islandii. Niemal 4-krotnie częściej kształcenie pozaformalne miało natomiast miejsce w Macedonii. W Polsce aktywność w tym zakresie młodych niepracujących osób oscylowała wokół średniej dla UE (ok. 21%). W przypadku osób niepracujących to kobiety częściej uczestniczyły w pozaformalnych formach edukacji. Zależność między udziałem korzystających z edukacji pozaformalnej pracujących i niepracujących mężczyzn w analizowanych państwach była silna, ale jej kierunek ujemny ($r = -0,74$). Dla kobiet zależność ta była jeszcze silniejsza ($r = -0,84$). Wśród niepracujących młodych osób największe różnice w podejmowaniu edukacji pozaformalnej według płci wystąpiły w Czechach. W 2014 r. podjęło ją 7,8% niepracujących mężczyzn w wieku 25—34 lata oraz 34,6% niepracujących kobiet w tym wieku. Na najbardziej zbliżonym poziomie zainteresowanie edukacją pozaformalną niepracujących młodych kobiet i mężczyzn było na Cyprze (odpowiednio 22,7% i 21,4%). W Polsce różnica ta wyniosła 14,6 p.proc. Edukację pozaformalną podjęła niemal co 3 niepracująca kobieta i co 7 niepracujący mężczyzna w wieku 25—34 lata.

Podsumowanie

Artykuł stanowi próbę zarysowania sytuacji osób w wieku 25—34 lata w państwach europejskich, które zwykle w tym wieku podejmują ważne decyzje dotyczące wejścia w dorosłość. Przeprowadzone analizy wskazują, że uwarunkowania w państwach europejskich tworzenia przez młode osoby własnych gospodarstw domowych, uczestnictwa w rynku pracy czy doksztalcania się są bardzo różne. Zachowania badanej grupy osób determinowane są również położeniem geograficznym. W państwach Europy Północnej i Zachodniej częstotliwość tworzenia przez młode osoby wspólnych gospodarstw domowych z rodzicami jest znacznie rzadsza niż w państwach położonych na południowym wschodzie Europy. Skupiska geograficzne zasadniczo wyłoniły się także podczas diagnozowania aktywno-

ści ekonomicznej takich osób. W większości państw gniazdownicy pracowali, ale państwa Europy Południowej wyróżniał najwyższy poziom gniazdownictwa oraz wysoki udział bezrobotnych wśród tych osób. W państwach Europy Wschodniej oraz Wielkiej Brytanii, Belgii, Luksemburgu i na Malcie nieco niższy poziom gniazdownictwa wiązał się z wysokim udziałem pracujących gniazdowników. Jednocześnie w państwach tego skupienia średnio najrzadziej wykazywali oni status osoby uczącej się. Państwa Europy Północnej i Zachodniej, w których gniazdownictwo występuje najrzadziej, charakteryzował przede wszystkim wysoki udział uczących się gniazdowników. Rozkład zjawiska gniazdownictwa według płci był zasadniczo zbliżony do wartości ogółem, przy czym różnice między poziomem gniazdownictwa mężczyzn i kobiet narastały w układach geograficznych podobnie, jak wzrastał wskaźnik gniazdownictwa kobiet i mężczyzn. Najmniejsze różnice gniazdownictwa kobiet i mężczyzn obserwowano w państwach skandynawskich, a największą w Macedonii.

W relacji z rozkładem gniazdownictwa pozostawał rozkład udziału w badanej grupie młodych osób biernych społecznie, które z różnych przyczyn jednocześnie nie uczyły się, nie przygotowały do zawodu oraz nie pracowały. W najmniejszym stopniu zjawisko to wystąpiło w krajach Europy Północnej oraz Szwajcarii i Austrii, a najpowszechniejsze było na południu Europy.

Niemal odwrotnie przedstawiał się rozkład zaangażowania młodych ludzi w kształcenie formalne. Osoby w wieku 25–34 lata najczęściej podejmowały naukę w systemie szkolnym w państwach skandynawskich, najrzadziej w Rumunii oraz na Węgrzech i Słowacji. Należy przy tym zauważyć, że w zależności od statusu na rynku pracy udział młodych ludzi w kształceniu formalnym rozkładał się różnie. Do państw, w których relatywnie częściej z kształcenia formalnego korzystali pracujący niż niepracujący należały m.in. Malta czy Szwajcaria, przy czym w Szwajcarii różnica między udziałem korzystających z kształcenia formalnego pracujących i niepracujących osób w wieku 25–34 lata była najwyższa. Z kolei przewaga udziału uczących się formalnie wśród niepracujących nad udziałem uczących się formalnie wśród pracujących była najwyższa we Włoszech. Rozkład odsetka młodych ludzi niepracujących i uczestniczących w kształceniu formalnym w państwach europejskich według płci kształtował się podobnie.

Znacznie częściej wykorzystywaną formą doksztalcania wśród osób w wieku 25–34 lata była edukacja pozaformalna. W 2014 r. średnio uczestniczyło w niej ok. 90% osób w tym wieku zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn. Biorąc pod uwagę status na rynku pracy zauważa się, że kształcenie pozaformalne było bardziej popularne wśród pracujących, przy czym skłonność do edukacji pozaformalnej była znacząco różna według płci. Zasadniczo w analizowanej grupie państw omawiane formy edukacji częściej podejmowali mężczyźni niż kobiety.

Postawy młodych ludzi w Polsce były zbieżne z zachowaniami w państwach sąsiadujących. Boni (2013) wysoki wskaźnik gniazdownictwa w naszym kraju postrzegał negatywnie i wiązał z niemożnością znalezienia taniego, dostępnego mieszkania (MPiPS, 2013). Istniejący deficyt mieszkaniowy powoduje bowiem, że powszechne jest w Polsce zjawisko współzamieszkiwania. Wpływa to rów-

niez na opóźnianie wieku usamodzielniania się młodych ludzi (efekt „gniazdownika”) oraz na decyzje dotyczące założenia rodziny i posiadania potomstwa. Boni (2013) wskazywał, że trudności mieszkaniowe prowadzą wśród młodych ludzi do zjawiska, które można określić niepewnością co do chęci posiadania dzieci. Dowodził, że młodzi ludzie nie decydują się na dzieci nie dlatego, że nie chcą ich mieć, ale dlatego, że brakuje im odpowiednich warunków do startu życiowego, połączenia aspiracji zawodowych, życiowych, konsumpcyjnych z aspiracjami o charakterze rodzinnym.

Problematyka pozostawiania młodych ludzi w jednym gospodarstwie domowym z przynajmniej jednym rodzicem oraz bierności społecznej młodzieży została ujęta w strategii rozwoju Polski do 2030 r. (MAiC, 2013). Zakłada się w niej znaczne obniżenie wskaźnika gniazdownictwa i wskaźnika bierności społecznej młodzieży. Z przeprowadzonych analiz wynika, że wskaźnik bierności społecznej w Polsce był podobny do średniej w UE — obejmował ok. 1/5 populacji ludzi w wieku 25–34 lata i w zbliżonym stopniu dotyczył mężczyzn i kobiet. W Polsce młodzi ludzie wchodzący w dorosłość relatywnie rzadko podejmowali edukację formalną. W 2014 r. udział młodych ludzi podejmujących naukę w systemie szkolnym zarówno wśród pracujących, jak i niepracujących był znacznie poniżej średniej w UE, natomiast udział w kształceniu pozaformalnym oscylował wokół średniej w UE.

dr Wiesława Gierańczyk — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Arnett, J. J. (1997). Young People's Conception of Transition to Adulthood. *Youth & Society*, Vol. 29, No. 1.
- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, Vol. 55, No. 5. Pobrane z: <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469>.
- Boni, M. (2013). Wystąpienie Pana dra Michała Boniego Ministra Administracji i Cyfryzacji — w imieniu Prezesa Rady Ministrów, Pana Donalda Tuska. W: Z. Strzelecki (red.), E. Kowalczyk, *Polska w Europie — przyszłość demograficzna II Kongres Demograficzny, 2012*. Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa. Pobrano z: http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/POZ_Polska_w_Europie.pdf.
- Brzezińska, A.I., Kaczan, R., Piotrowski, K., Rękosiewicz, M. (2011). Odroczone dorosłość: fakt czy artefakt? *Nauka*, nr 4.
- Czapiński, J., Panek, T. (2009). *Diagnoza społeczna 2009 — warunki i jakość życia Polaków*. Rada Monitoringu Społecznego, Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania, Warszawa.
- Dahlman, C. (2004). *The Challenge of the Knowledge Economy for Countries of Eastern and Central Europe*. World Bank Institute, prezentacja podczas Knowledge Economy Forum: Improving Competitiveness Through a Knowledge Based Economy, Budapest.
- Everit, B.S., Landau, S., Leese, M., Stahl, D. (2011). *Cluster Analysis*. Wiley Series in Probability and Statistics, Wiley 5th Edition, Chichester.
- Kotowska, I.E., Sztanderska, U., Wóycicka, I. (red.) (2007). *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w Polsce — w świetle badań empirycznych*. Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.
- Liwiński, J., Sztanderska, U. (2006). *Analiza sytuacji na wybranych powiatowych rynkach pracy oraz stworzenie metodologii badania lokalnego rynku pracy w Polsce*. MPiPS, Warszawa.

- MAiC (2013). *Długookresowa Strategia Rozwoju Kraju „Polska 2030. Trzecia fala nowoczesności”*. Ministerstwo Administracji i Cyfryzacji, Warszawa.
- MPiPS (2007). *Zatrudnienie w Polsce 2007*. W: M. Bukowski (red.), *Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*. Warszawa.
- MPiPS (2013). *Strategia Rozwoju Kapitału Ludzkiego 2020*. Monitor Polski z dnia 7 sierpnia 2013 r., poz. 640, Warszawa.
- OECD (2010). *Improving Health and Social Cohesion through Education*. Paris.
- Robbins, A., Wilner, A. (2001). *Quarterlife Crisis. The Unique Challenges of Life in Your Twenties*. Jeremy P. Tarcher/Penguin.
- Serafin-Juszczak, B. (2014). NEET — nowa kategoria młodzieży zagrożonej wykluczeniem społecznym. *Acta Universitatis Lodzensis, Folia Sociologica* 49, Łódź.
- STRATEG (2015). System Monitorowania Rozwoju. Pobrano z: <http://strateg.stat.gov.pl/Home/Strateg> (dostęp: 15.10.2015 r.).
- Szafraniec, K. (2012). Młodość jako wyłaniający się problem i nowa polityczna siła. *Nauka*, nr 1.
- UE (2006). *Klasyfikacja zajęć edukacyjnych*. Biuro Urzędowych Publikacji Wspólnot Europejskich, Luksemburg.

Summary. *The article attempts to present the situation of young people aged 25–34, which — in general — take important life decisions. For this purpose, the author studied spatial conditions for the creation by these people own household as well as participation in the labor market and further training. The relationship between these phenomena is discussed. The study was conducted for the European countries (with particular emphasis on the situation in Poland) based on data for the years 2013 and 2014 from the EU Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) and the Labour Force Survey (LFS). As a result, groups of similar countries have been determined in terms of living conditions of young people.*

Keywords: young adults with parents, social passivity of youth, formal education, non-formal education, working, unemployed.

Резюме. *Статья составляет попытку представления положения молодежи, которая — как правило — в возрасте 25–34 года принимает важные жизненные решения. С этой целью были обследованы пространственные обусловленности в области соствления молодыми людьми собственных домашних хозяйств, участия в рынке труда и повышения своих квалификаций. Была обсуждена взаимозависимость между этими явлениями. Обследование было проведено для европейских стран (с особым учетом ситуации в Польше) на основе данных за 2013 г. и 2014 г. полученных из Европейского обследования доходов и условий жизни (EU-SILC), а также из Обследования экономической активности населения (BAEL). На основе результатов обследований были определены группы стран похожих друг на друга в отношении к жизненному положению молодежи.*

Ключевые слова: гнездавая жизнь, социальная пассивность молодежи, формальное образование, внеформальное образование, работающий, безработный.

Dorota WYSZKOWSKA
Anna ROGALEWSKA

Wskaźniki zielonej gospodarki dla Polski oraz pozostałych krajów Unii Europejskiej

Streszczenie. *Kryzys gospodarczy dotykający różne regiony świata zmusza poszczególne państwa do poszukiwania nowych kierunków rozwoju, uwzględniających ochronę środowiska i zapobieganie niekorzystnym skutkom działalności człowieka¹ na środowisko. Właściwym kierunkiem takiego rozwoju może okazać się „zielony” wzrost gospodarczy prowadzący do osiągnięcia tzw. zielonej gospodarki, która łączy potrzeby gospodarcze, ochronę środowiska przyrodniczego i klimatu. Monitorowanie stopnia tzw. zazielenienia gospodarki umożliwiają wskaźniki odnoszące się do polityki gospodarczej. Są to m.in.: wydatki inwestycyjne na ochronę środowiska, podatki związane ze środowiskiem, wielkość rolnictwa ekologicznego czy działalność inwestycyjna w zakresie odpowiednich technologii i zarządzania.*

Celem opracowania jest zaprezentowanie takich miar. W artykule opisano zagadnienia teoretyczne oraz wskaźniki służące do pomiaru zielonej gospodarki, a następnie przedstawiono sytuację Polski na tle pozostałych krajów UE w różnych latach XXI w. w zależności od dostępności danych.

Słowa kluczowe: zielona gospodarka, elementy zielonej gospodarki, wskaźniki monitorowania, wskaźniki polityki gospodarczej i jej następstwa.

Wraz z coraz szerszym zastosowaniem nowego podejścia do rozwoju ekonomicznego pojawiła się potrzeba opracowania mierników pomiaru postępu w zazielenianiu gospodarki. W poszczególnych krajach podejmowano próby przygotowania raportów prezentujących wybrane wskaźniki zielonej gospodarki. Także w Polsce statystyka publiczna opracowała zestaw miar, które mają służyć

¹ EEA (2010), s. 164; EEA (2015), s. 152; OECD (2011), s. 3; UNEP (2011), s. 8.

do opisu stanu zazielenienia gospodarki. W pracy metodologicznej² zdefiniowano cztery grupy wskaźników, a mianowicie: kapitał naturalny, środowiskową efektywność produkcji, środowiskową jakość życia ludności oraz politykę gospodarczą i jej następstwa.

Celem artykułu jest zaprezentowanie jednej z tych grup wskaźników, tj. miar odnoszących się do polityki gospodarczej i jej następstw. Artykuł podzielono na dwie części. W pierwszej przedstawiono zagadnienia teoretyczne dotyczące zielonej gospodarki oraz wskaźniki służące do jej pomiaru, ze szczególnym uwzględnieniem wybranej grupy. Drugą natomiast poświęcono zaprezentowaniu sytuacji Polski na tle pozostałych krajów Unii Europejskiej w zakresie grupy wskaźników dotyczących polityki gospodarczej i jej następstw.

Przedstawione dane zostały pozyskane nie tylko ze statystyki publicznej, ale także z różnych instytucji (m.in. *Research Institute of Organic Agriculture*, Eurostatu, Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju, Urzędu Patentowego RP, Ministerstwa Środowiska, Urzędu Zamówień Publicznych).

DEFINICJA ZIELONEGO WZROSTU, ZIELONEJ GOSPODARKI I SCHEMAT JEJ MONITOROWANIA

Polska statystyka publiczna, wykorzystując dorobek Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD) oraz innych organizacji, jak Program Ochrony Środowiska Narodów Zjednoczonych (UNEP) oraz Europejska Agencja Środowiska (EEA), podjęła próbę dostosowania definicji zielonej gospodarki do polskich uwarunkowań, określenia tworzących ją dziedzin oraz przygotowania zestawu wskaźników służących do jej monitorowania.

Przeanalizowano krajową i zagraniczną literaturę w celu wyodrębnienia zagadnień, które powinny być przedmiotem obserwacji³. Następnie dokonano przeglądu danych, dostępnych w zasobach polskiej statystyki publicznej oraz w źródłach administracyjnych, rozproszonych w różnych instytucjach. Mimo że we wstępnej fazie przygotowywania zestawu wskaźników ich liczba była zdecydowanie większa i odnosiła się do wszystkich wyodrębnionych elementów zielonej gospodarki w podobnym zakresie, to dostępność danych do budowy miar zdefiniowała ostateczny kształt przyjętego zestawu wskaźników⁴.

Na forum międzynarodowym, jak i w literaturze funkcjonują dwa pojęcia związane z zieloną gospodarką: *green growth* (OECD) i *green economy* (UNEP, EEA).

² Praca metodologiczna pt. *Badanie stanu zielonej gospodarki w Polsce — zdefiniowanie oraz opracowanie zestawu wskaźników pomiaru* prowadzona jest w Urzędzie Statystycznym w Białymstoku od lipca 2013 r.

³ Por. m.in.: CSO (2014), Domańska, Górską i Wojciechowska (2014), EEA (2012, 2014 i 2015), OECD (2013), SN (2011), IOŚ (2013), UNEP (2011 i 2012).

⁴ Autorzy przygotowujący zestaw wskaźników zdawali sobie sprawę, że jest on niekompletny i musi zostać w przyszłości uzupełniony zwłaszcza o miary odnoszące się m.in. do zielonych miejsc pracy, zielonych technologii i innowacji i sektora towarów i usług środowiskowych. Zestaw wskaźników zaprezentowano w opracowaniu GUS (2016).

Według OECD zielony wzrost oznacza wzrost z uwzględnieniem oszczędności zasobów i energii oraz ich wydajnego wykorzystania w celu ograniczenia zmian klimatu, jak również zanieczyszczenia środowiska naturalnego. Zielony wzrost następuje w wyniku wprowadzenia nowych motorów wzrostu poprzez m.in. badania i rozwój zielonych technologii oraz tworzenie zielonych miejsc pracy. Mianem zielonej gospodarki określa się taką gospodarkę, która wspiera wzrost i rozwój gospodarczy, przy jednoczesnym utrzymaniu dostępu do kapitału naturalnego i usług ekosystemowych, od których zależy dobrostan człowieka⁵.

Zagadnienie zielonej gospodarki ściśle powiązane jest z ideą zrównoważonego rozwoju i rozumiane jest jako nowa ścieżka rozwoju społeczno-gospodarczego, która umożliwi dojście do gospodarki zrównoważonej.

Środowisko, gospodarka i społeczeństwo to trzy podstawowe filary zarówno zrównoważonego rozwoju, jak i zielonej gospodarki. Zielona gospodarka, związana z zielonym wzrostem, nie zastępuje jednak zrównoważonego rozwoju — ma bowiem węższy zakres. Znajduje to bezpośrednie odzwierciedlenie w proponowanym przez polską statystykę publiczną badaniu stanu zazielenienia gospodarki, w którym zwraca się głównie uwagę na środowisko przyrodnicze oraz system produkcji dóbr i usług (gospodarkę). W przypadku zielonej gospodarki aspekt społeczny ujmowany jest w węższym zakresie — jedynie w tej części, która znajduje się w bezpośrednim związku ze środowiskiem lub gospodarką.

Na wyk. 1 zaprezentowano relacje, jakie zachodzą pomiędzy zidentyfikowanymi elementami zielonej gospodarki i grupami wskaźników służących do pomiaru jej stanu.

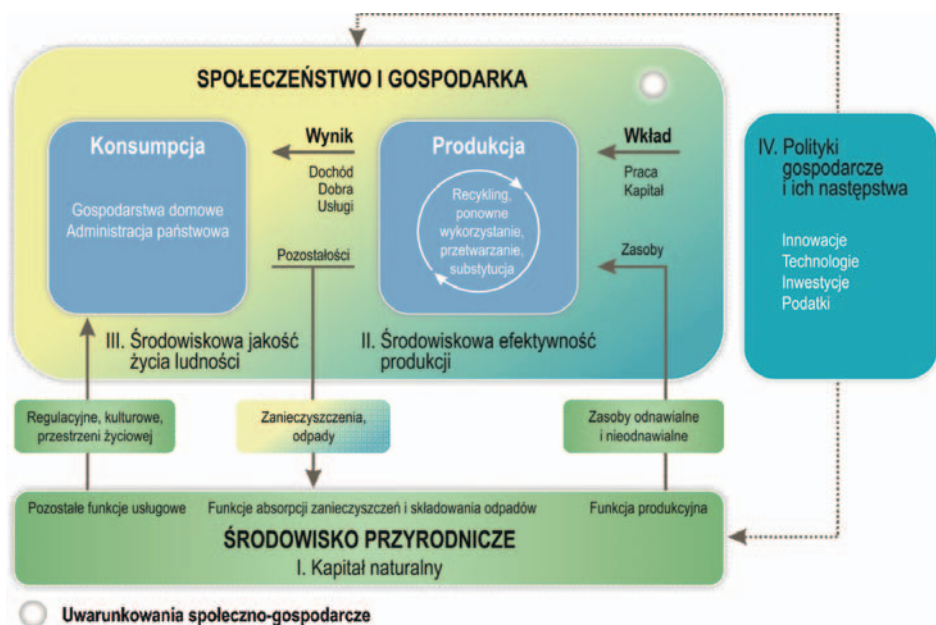
Środowisko przyrodnicze w zielonej gospodarce pełni trzy podstawowe funkcje:

- produkcyjną (zaopatrzenia), stanowiąc bazę surowcową dla gospodarki i społeczeństwa poprzez zapasy zasobów odnawialnych (np. drewna) oraz nieodnawialnych (np. paliw kopalnych);
- absorpcji zanieczyszczeń i składowania odpadów;
- pozostałe, które można podzielić na usługi:
 - regulacyjne, do których należą m.in.: regulacja klimatu, amortyzacja ekstremalnych zjawisk pogodowych oraz regulacja cykli hydrologicznych, zapobieganie erozji, kontrola płodności gleb i cyklu składników odżywczych, zapylenie i kontrola biologiczna upraw, działalność przeciwpowodziowa⁶,
 - kulturowe, które nie są niezbędne do życia, ale poprawiają jego jakość, tzn. są to niematerialne korzyści, które ludzie uzyskują z kontaktu z ekosystemami, np. bodźce estetyczne, możliwości uprawiania rekreacji i turystyki, inspiracja dla kultury, sztuki oraz doświadczenia duchowe⁷,
 - przestrzeni życiowej dla człowieka, roślin i zwierząt oraz utrzymywanie różnorodności biologicznej.

⁵ GUS (2016), por. OECD (2011), s. 9.

⁶ Pobrano z: https://pl.wikipedia.org/wiki/Us%C5%82ugi_ekosystemowe (dostęp 25.05.2016 r.).

⁷ Pobrano z: https://pl.wikipedia.org/wiki/Us%C5%82ugi_ekosystemowe (dostęp 25.05.2016 r.).

Wykr. 1. RELACJE MIĘDZY ELEMENTAMI ZIELONEJ GOSPODARKI I GRUPAMI WSKAŹNIKÓW DO JEJ MONITOROWANIA

Źródło: GUS (2016) oraz na podstawie OECD (2011), s. 12.

Środowisko przyrodnicze stanowi źródło zasobów naturalnych niezbędnych dla gospodarki i społeczeństwa, które można opisać grupą wskaźników kapitału naturalnego. Kapitał naturalny, obejmujący zapasy zasobów odnawialnych i nieodnawialnych, odgrywa w zielonej gospodarce podstawowe znaczenie, ponieważ presja na jego wykorzystanie rośnie w sposób nieunikniony. Stała eksploatacja ziemi może doprowadzić do nieodwracalnych strat i spowodować zachwianie równowagi tego kapitału. Zielona gospodarka ma zapewnić wystarczające dla rozwoju gospodarczego zaopatrzenie w zasoby odnawialne i nieodnawialne oraz pozostałe usługi ekosystemowe, przy równoczesnym minimalizowaniu niekorzystnego wpływu na środowisko, który jest związany z uzyskiwaniem, wykorzystywaniem i przetwarzaniem kapitału naturalnego⁸.

Sfera produkcji i jej relacje ze środowiskiem przyrodniczym stanowią punkt wyjścia do wyodrębnienia drugiej grupy wskaźników zielonej gospodarki. W procesach produkcyjnych następuje wykorzystanie zasobów środowiska oraz pracy i kapitału w celu wytworzenia wyrobów i usług. Efektem ubocznym są tu zanieczyszczenia i odpady, a środowisko wykorzystywane jest jako miejsce ich

⁸ GUS (2016), por. OECD (2014), s. 80.

absorpcji i składowania. Warunkiem koniecznym w zazielenianiu gospodarki jest zwiększenie efektywności wykorzystania środowiska naturalnego. Jej celem jest zerwanie zależności między wzrostem gospodarczym i zwiększonym wykorzystaniem zasobów naturalnych. Efektywność ta oraz jej zmiany są najczęściej stosowanymi miernikami takiej gospodarki. Efektywne gospodarowanie zasobami naturalnymi oraz odpadami powinno prowadzić do redukcji negatywnego wpływu na środowisko naturalne⁹.

Kolejną dziedziną podlegającą monitorowaniu jest środowiskowa jakość życia ludności, która powiązana jest z usługami regulacyjnymi przestrzeni życiowej i kulturowymi, jakie środowisko naturalne daje ludziom oraz z ogólnym stanem środowiska naturalnego i jest przykładem relacji zachodzących pomiędzy środowiskiem i społeczeństwem. Jakość środowiska jest kluczowym czynnikiem wpływającym na ogólny dobrostan ludzi oraz innych istot żywych. Zanieczyszczenie środowiska wpływa bezpośrednio na jakość życia ludności wskutek oddziaływania na stan zdrowia społeczeństwa¹⁰.

Przeorientowanie gospodarki z tradycyjnej na zieloną wymaga zastosowania przez sektor rządowy i samorządowy wielu zróżnicowanych instrumentów w ramach polityki gospodarczej. Rząd i samorząd mają do dyspozycji wiele narzędzi wymuszających odpowiednie zachowania podmiotów, zmierzające do zazielenienia gospodarki, m.in. regulacje prawne, podatki czy dotacje. Mogą one wspierać działania na rzecz zwiększenia efektywności, np. wykorzystania komponentów środowiska przyrodniczego oraz dostarczać bodźców do rozwoju proekologicznych wzorców produkcji i konsumpcji. Monitorowanie skutków zastosowania tych instrumentów powinno znaleźć się w centrum zainteresowania decydentów. Jednocześnie narzędzia te kreują różnorodne następstwa dla rozwoju rodzajów działalności generujących miejsca pracy i stymulujących wzrost gospodarczy¹¹.

WSKAŹNIKI POLITYKI GOSPODARCZEJ I JEJ NASTĘPSTWA

Polityka i działania, które mają na celu promowanie zielonej gospodarki powinny opierać się na zrozumieniu czynników warunkujących zielony wzrost i uwzględniać współzależności zachodzące między elementami składowymi takiej gospodarki. Aby było to możliwe władza powinna być wyposażona w informacje gospodarcze, środowiskowe i społeczne powiązane z problematyką zielonego wzrostu, co pozwoli na podejmowanie decyzji i monitorowanie efektów tych decyzji. Konieczne jest zatem wyodrębnienie m.in. zestawu wskaźników z zakresu polityki gospodarczej i jej następstw, które przedstawiono w tabl. 1.

⁹ GUS (2016), por. OECD (2014), s. 54.

¹⁰ GUS (2016), por. OECD (2014), s. 102.

¹¹ GUS (2016), por. OECD (2014), s. 112.

TABL. 1. WSKAŹNIKI POLITYKI GOSPODARCZEJ I JEJ NASTĘPSTWA

Zagadnienia	Nazwy wskaźników/miar
Rolnictwo	Gospodarstwa ekologiczne • udział powierzchni użytków rolnych gospodarstw ekologicznych w ogólnej powierzchni użytków rolnych • liczba ekologicznych gospodarstw rolnych • odsetek płatności dla rolnictwa ekologicznego w ramach programu rolno-środowiskowego^a
Ochrona środowiska	Wydatki inwestycyjne na ochronę środowiska • sektora publicznego w relacji do PKB • sektora publicznego na mieszkańca
Podatki	Podatki związane ze środowiskiem • w relacji do całkowitych wpływów z podatków i składek • w relacji do PKB
Technologie i innowacje	Działalność badawcza i rozwojowa (B+R) • intensywność prac B+R • nakłady na działalność B+R na mieszkańca Wynalazki i patenty • odsetek wynalazków z zakresu technologii ochrony środowiska zgłoszonych do Europejskiego Urzędu Patentowego (EPO) • odsetek patentów z zakresu technologii ochrony środowiska udzielonych przez EPO • odsetek wynalazków z zakresu technologii ochrony środowiska zgłoszonych do Urzędu Patentowego RP^a • odsetek patentów z zakresu technologii ochrony środowiska udzielonych przez Urząd Patentowy RP^a Ekoinnowacje • indeks ekoinnowacyjności Zielone technologie • uczestnicy Akceleratora Zielonych Technologii (GreenEvo)^a
Zarządzanie	System Ekozarządzania i Audytu EMAS^b • organizacje zarejestrowane w EMAS • obiekty organizacji zarejestrowanych w EMAS
Zamówienia publiczne	Zielone zamówienia publiczne • odsetek zielonych zamówień publicznych^a

^a Dane dostępne wyłącznie na poziomie krajowym. ^b Eco-Management and Audit Scheme.

Źródło: opracowanie własne w ramach pracy metodologicznej realizowanej w Urzędzie Statystycznym w Białymstoku.

Znaczna część wskaźników zamieszczonych w tabl. 1 może być zaprezentowana nie tylko dla Polski, ale także dla innych krajów UE, co pozwala na dokonanie porównań międzynarodowych.

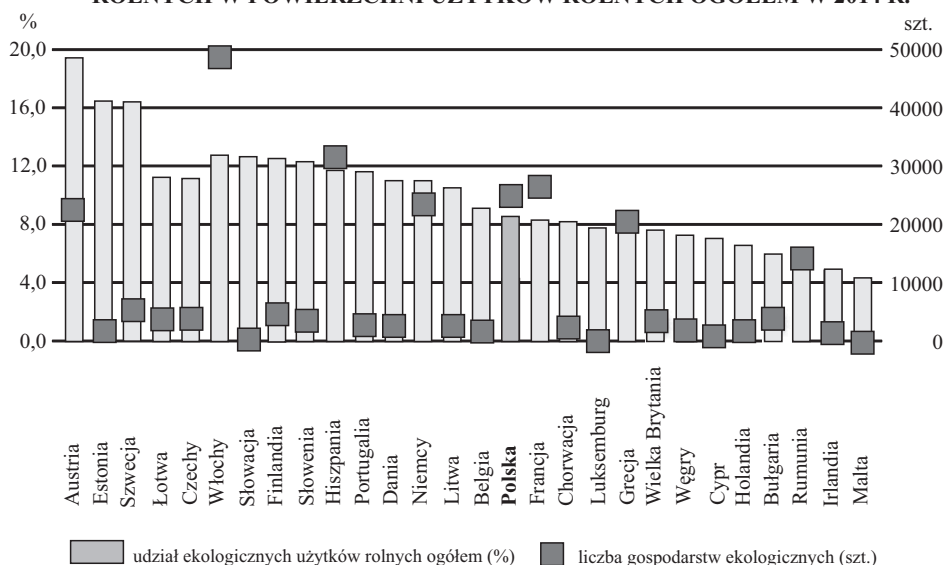
POLSKA NA TLE KRAJÓW UE

Gospodarstwa ekologiczne

Rolnictwo ekologiczne to przyjazna środowisku, zrównoważona produkcja rolnicza. Dzięki kontrolowanym metodom produkcji oraz uprawie bez nawozów syntetycznych i chemicznych środków ochrony roślin, wpływa ono pozytywnie na środowisko naturalne. Wspomaga to zachowanie bioróżnorodności i ochronę zasobów naturalnych. Jest również odpowiedzią na popyt ze strony rynku konsumentów zainteresowanych żywnością wysokiej jakości, wytwarzaną ekologicznymi metodami produkcji w systemie gospodarstwa ekologicznego¹².

W 2014 r. liczba gospodarstw ekologicznych w UE wynosiła 257,5 tys., najwięcej notowano we Włoszech (48662), Hiszpanii (30602), Francji (26466) oraz w Polsce (24829), najmniej — na Malcie (10), w Luksemburgu (79) i na Słowacji (403) wyk. 2.

Wykr. 2. GOSPODARSTWA EKOLOGICZNE I UDZIAŁ EKOLOGICZNYCH UŻYTKÓW ROLNYCH W POWIERZCHNI UŻYTKÓW ROLNYCH OGÓŁEM W 2014 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Research Institute of Organic Agriculture (FiBL). Pobrano z: <http://www.fibl.org/en/homepage.html> (dostęp 16.05.2016 r.).

Najwyższy odsetek ekologicznych użytków rolnych w ogólnej powierzchni użytków rolnych był w Austrii (19,4%), Estonii (16,5%) oraz Szwecji (16,4%).

¹² GUS (2016).

W 2014 r. udział ten w naszym kraju wynosił 4,3%, co uplasowało Polskę na 16 miejscu spośród krajów UE.

Wydatki na ochronę środowiska

Intensyfikacja wykorzystania zasobów naturalnych przez człowieka, związana z postępującą urbanizacją, rosnącą konsumpcją, produkcją przemysłową i rolną, rozwojem transportu, prowadzi do ich wyczerpywania i pogarszania się stanu środowiska. Korzystanie ze środowiska naturalnego i jego zasobów wymusza więc ponoszenie nakładów, których zasadniczym celem jest ograniczanie negatywnego wpływu działalności człowieka na środowisko¹³. Z punktu widzenia monitorowania zielonej gospodarki istotne są wydatki inwestycyjne, które służą tworzeniu materialnych podstaw do ochrony środowiska¹⁴.

Według szacunków Eurostatu w 2013 r. udział wydatków inwestycyjnych sektora publicznego służących ochronie środowiska w relacji do PKB w UE wyniósł 0,13% (tabl. 2). Spośród krajów członkowskich, dla których dostępne są dane, najwyższy wskaźnik notowano w Bułgarii (0,49%), Chorwacji (0,32%) oraz Polsce (0,26%).

**TABL. 2. WYDATKI INWESTYCYJNE SEKTORA PUBLICZNEGO
NA OCHRONĘ ŚRODOWISKA W RELACJI DO PKB I NA MIESZKAŃCA W 2013 R.**

K r a j e	W relacji do PKB w %	Na mieszkańca w euro
UE-28	0,13	32,41
w tym:		
Bułgaria	0,49	26,60
Chorwacja	0,32	31,90
Polska	0,26	26,12
Czechy	0,24	33,81
Luksemburg	0,19	157,85
Cypr	0,14	26,64
Litwa	0,12	14,50
Rumunia	0,10	6,98
Portugalia	0,07	10,79
Słowacja	0,06	7,59
Dania	0,05	21,61
Szwecja	0,03	11,83

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Pobrano z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (dostęp 23.05.2016 r.).

W przeliczeniu na mieszkańca najwięcej wydatków na środki trwałe w sektorze publicznym notowano w Luksemburgu (157,85 euro), Czechach (33,81 euro) oraz Chorwacji (31,90 euro). W Polsce wskaźnik ten wyniósł 26,12 euro, co jest wartością niższą od średniej unijnej.

¹³ GUS (2016), por. Bujanowicz-Haraś (2009), s. 356.

¹⁴ GUS (2016).

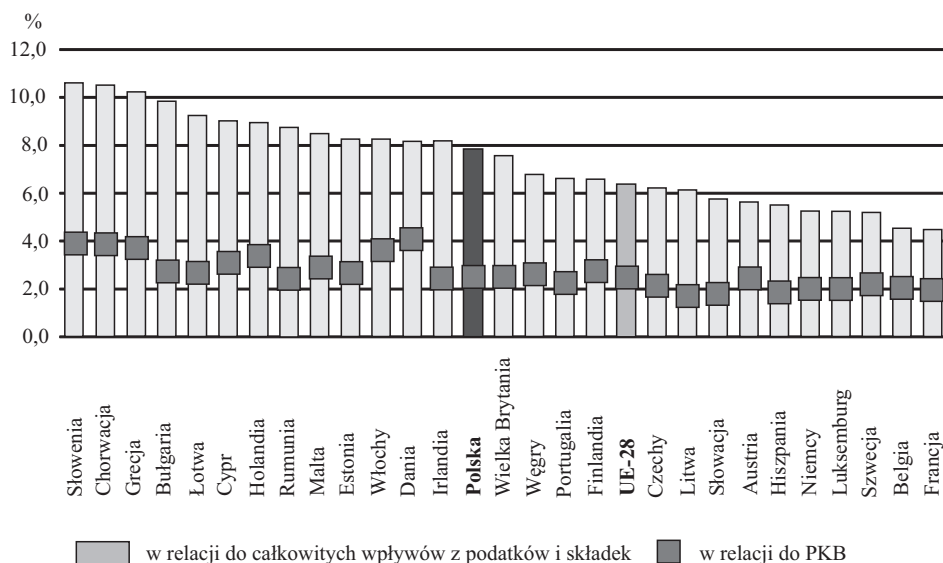
Podatki związane ze środowiskiem

Podatki środowiskowe stanowią podstawowy instrument ekonomiczny polityki ochrony środowiska. Poza zapewnieniem dochodów podatkowych mają stymulować podmioty gospodarcze i społeczeństwo do podejmowania działań służących ograniczeniu nadmiernej presji na środowisko. Zgodnie z metodologią Eurostatu podatki środowiskowe obejmują cztery grupy, są to podatki: energetyczne, transportowe, od zanieczyszczeń środowiska i od zasobów naturalnych¹⁵.

W 2014 r. wpływy z podatków środowiskowych w krajach UE wyniosły łącznie 343,6 mld euro i stanowiły 6,4% całkowitych dochodów z podatków i składek (wykr. 3). Największe znaczenie fiskalne miało opodatkowanie energii, z którego pochodziło 76,5% wpływów z podatków związanych ze środowiskiem oraz opodatkowanie transportu, przynoszące 19,9% wpływów.

Najwyższy udział podatków środowiskowych w podatkach i składkach ogółem notowano w Słowenii (10,6%), Chorwacji (10,5%) oraz Grecji (10,2%), najniższy zaś we Francji (4,5%), Belgii (4,5%) oraz Szwecji (5,2%). W Polsce omawiany wskaźnik wyniósł 7,8%.

Wykr. 3. PODATKI ZWIĄZANE ZE ŚRODOWISKIEM W 2014 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Pobrano z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (dostęp 23.05.2016 r.).

Udział podatków środowiskowych w relacji do PKB w 2014 r. wyniósł średnio w krajach członkowskich 2,5%, czyli podobnie jak w Polsce. Najwyższą

¹⁵ GUS (2016).

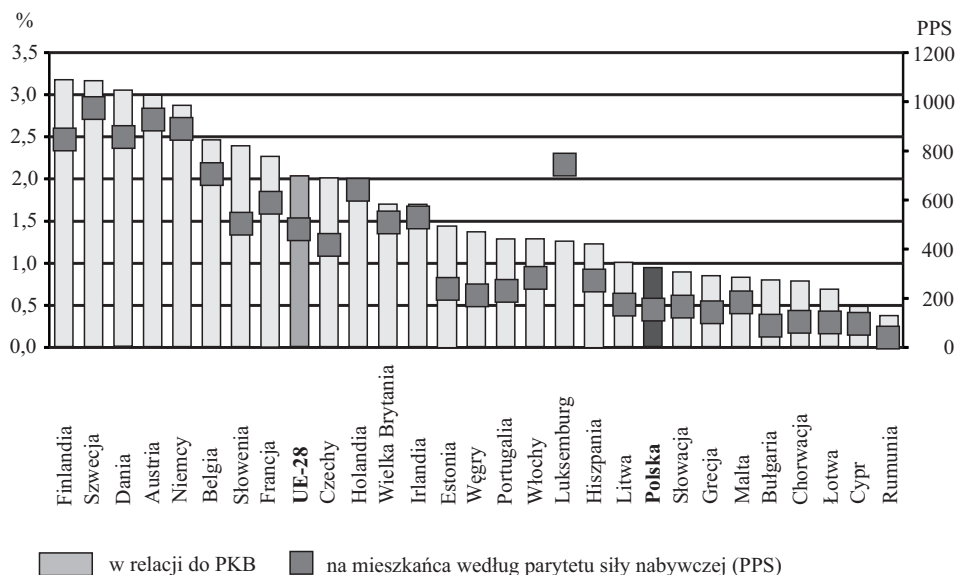
wartość osiągnął w Danii (4,1%), Słowenii (3,9%) oraz Chorwacji (3,9%), najniższą natomiast na Litwie (1,7%), Słowacji (1,8%) oraz w Hiszpanii (1,9%).

Działalność badawcza i rozwojowa (B+R)

Działalność B+R jest istotna z punktu widzenia wzrostu gospodarczego, jak również zazieleniania gospodarki. Oprócz zwiększania innowacyjności i konkurencyjności gospodarki, może ona wspierać m.in. działania mające na celu poprawę efektywności wykorzystania zasobów w gospodarce czy ograniczenie negatywnego wpływu działalności człowieka na środowisko¹⁶.

W 2014 r. intensywność prac naukowych w krajach członkowskich UE mierzona udziałem nakładów na działalność B+R w relacji do PKB kształtowała się w przedziale od 0,38% do 3,17% (wykr. 4). W Polsce wartość tego wskaźnika była stosunkowo niska (przy średniej unijnej 2,03%) i wyniosła 0,94%, co w rankingu dało 20 miejsce wśród 28 krajów UE.

Wykr. 4. NAKŁADY NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W 2014 R.



^a Według parytetu siły nabywczej w cenach stałych z 2005 r.

Źródło: jak przy wykr. 3.

Analizując nakłady na działalność B+R w przeliczeniu na mieszkańca (według parytetu siły nabywczej) można zauważyć, że w 2014 r. były one najwyższe

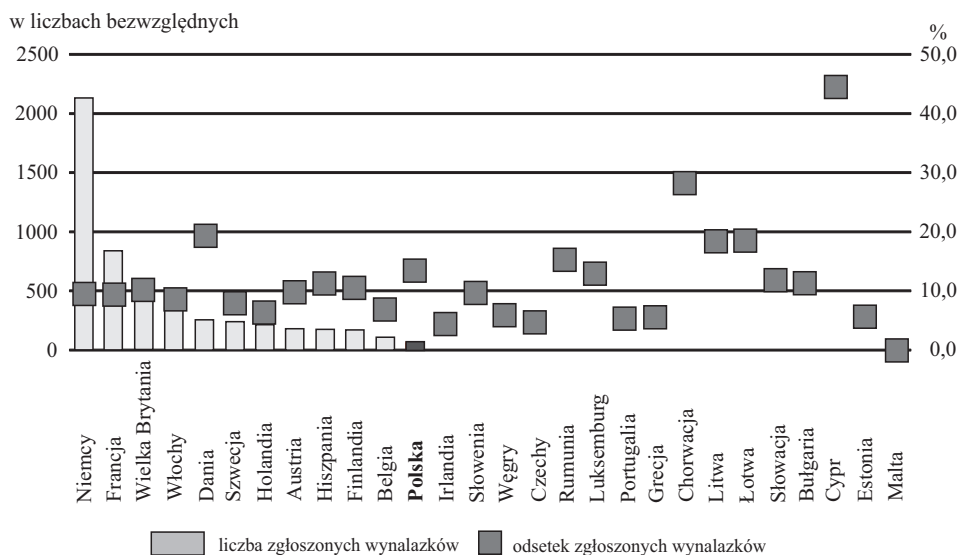
¹⁶ GUS (2016).

w Szwecji (974,8). W Polsce natomiast na mieszkańca przypadało zaledwie 153,3 (UE — 480,3), a niższe wydatki na ten cel notowano: w Grecji (144,6), Chorwacji (105,7), na Łotwie (103,9), Cyprze (95,2), w Bułgarii (87,7) i Rumunii (41,0).

Wynalazki i patenty (Europejski Urząd Patentowy)

Wynalazki służące technologii ochrony środowiska (według WIPO IPC-Technology Concordance Table)¹⁷ obejmują m.in. ograniczenia zanieczyszczeń powietrza, wody, gospodarowanie odpadami, rekultywację gleb, monitoring środowiska, wytwarzanie energii ze źródeł odnawialnych, ograniczenia emisji gazów cieplarnianych, zużycie paliwa i zanieczyszczenia w transporcie, oszczędność energii i ciepła w budynkach. W zielonej gospodarce stanowią one ważny czynnik zielonego wzrostu. Umożliwiają bowiem racjonalne wykorzystanie zasobów naturalnych, ograniczają negatywny wpływ produkcji i usług na środowisko. Mogą również prowadzić do tworzenia nowych produktów, miejsc pracy, ulepszania technologii, a w efekcie do wzrostu konkurencyjności gospodarki. Patenty tworzą natomiast podstawę sprawnego zarządzania wiedzą w sferze techniki i technologii oraz wspierają potencjał rozwojowy innowacyjnej gospodarki¹⁸.

**Wykr. 5. WYNAŁAZKI Z ZAKRESU TECHNOLOGII OCHRONY ŚRODOWISKA^a
ZGŁOSZONE DO EPO W 2012 R.**



^a Obliczane metodą naliczania cząstkowego w celu uniknięcia mnożenia informacji o danym wynalazku. Zgłoszenie dzielone jest równo pomiędzy autorów i odpowiednio przyporządkowane do poszczególnych krajów.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EPO/OECD Statistics. Pobrano z: <http://stats.oecd.org/> (dostęp 25.05.2016 r.).

¹⁷ Fraunhofer ISI (2008).

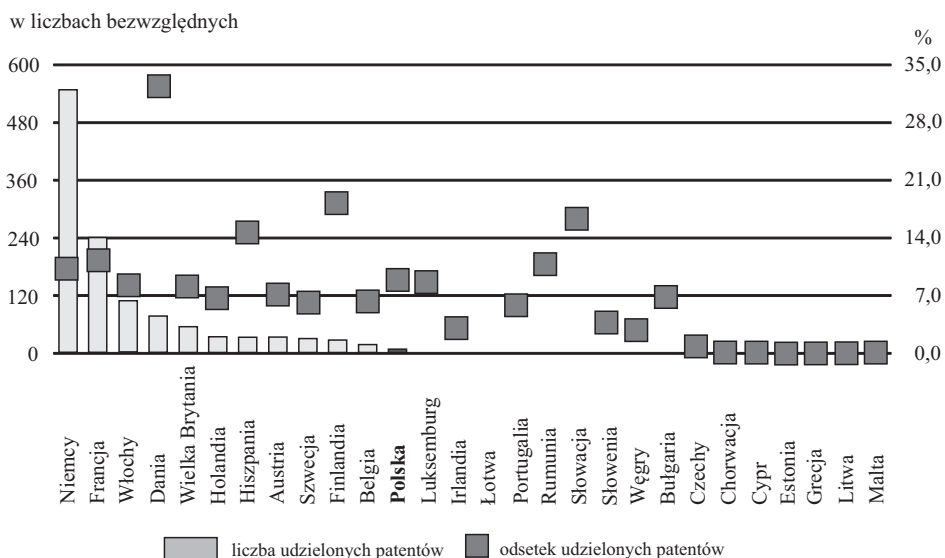
¹⁸ GUS (2016).

W 2012 r według danych EPO do liderów pod względem liczby zgłoszonych wynalazków z zakresu technologii ochrony środowiska (wykr. 5) należały Niemcy (2127), Francja (838) oraz Wielka Brytania (556). Polscy rezydenci zgłosili 65 takich wynalazków i był to najlepszy wynik osiągnięty przez Polskę po 2000 r.

Udział wynalazków służących technologii ochrony środowiska w ogólnej liczbie wynalazków zgłoszonych przez liderów w 2012 r. wynosił 10,1% w Wielkiej Brytanii, 9,6% w Niemczech oraz 9,4% we Francji. W przypadku polskich rezydentów odsetek ten wyniósł 13,5% wobec średniej UE wynoszącej 11,5%.

W 2011 r. wśród krajów UE największą liczbę patentów na rzecz technologii ochrony środowiska (wykr. 6) otrzymały Niemcy (548), Francja (242) oraz Włochy (110). Polskim rezydentom przyznano 8 patentów, co uplasowało Polskę na 12 miejscu w UE.

**Wykr. 6. PATENTY Z ZAKRESU TECHNOLOGII OCHRONY ŚRODOWISKA^a
UDZIELONE PRZEZ EPO W 2011 R.**



^a Jak przy wykr. 5.

Źródło: jak przy wykr. 5.

Ekoinnowacje

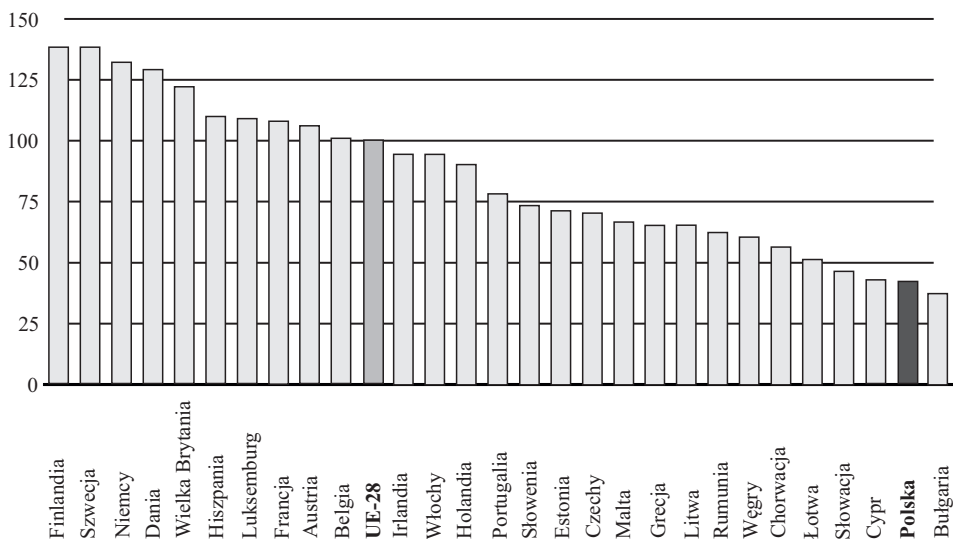
Ekoinnowacje przyczyniają się do poprawy efektywności wykorzystania zasobów w gospodarce oraz zmniejszenia negatywnego wpływu działalności człowieka na środowisko. Oprócz wymiaru ekologicznego istotny jest również aspekt

ekonomiczny. Ich wprowadzenie przyczynia się do zmniejszenia kosztów działalności, wykorzystania nowych możliwości rozwoju, kreowania pozytywnego wizerunku danego podmiotu, a w efekcie do wzrostu jego konkurencyjności¹⁹.

W celu umożliwienia dokonywania porównań, UE powołała *Eco-Innovation Observatory* (Obserwatorium Ekoinnowacji), odpowiedzialne za zbieranie danych z tego zakresu. Na podstawie 16 wskaźników pogrupowanych w 5 tematach stworzono indeks (ranking) ekoinnowacyjności tzw. *Eco-Innovation Scoreboard*, który kompleksowo porównuje wyniki osiągane w tym zakresie przez poszczególne kraje członkowskie UE ze średnią unijną.

W krajach UE (wykr. 7) liderami ekoinnowacyjności w 2013 r. były kraje skandynawskie — Finlandia i Szwecja, ze wskaźnikiem 138. Wysoką pozycję zajęły również Niemcy (132), Dania (129) i Wielka Brytania (122).

Wykr. 7. INDEKS EKOINNOWACYJNOŚCI W 2013 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eco-Innovation Observatory. Pobrano z: <http://www.eco-innovation.eu/> (dostęp 18.05.2016 r.).

Polska była jednym z krajów o najniższym indeksie ekoinnowacyjności spośród państw UE. W 2013 r. zajęła przedostatnią pozycję przed Bułgarią.

System ekozarządzania i audytu EMAS

EMAS jest ważnym instrumentem ochrony środowiska, mającym na celu stałą poprawę działalności środowiskowej organizacji w zgodzie z unijnymi

¹⁹ GUS (2016).

i krajowymi przepisami prawnymi ochrony środowiska. Zakłada on aktywne angażowanie pracowników w proces poprawy relacji danej organizacji ze środowiskiem, a także informowanie opinii publicznej o efektach prac organizacji zobowiązanych do sporządzania rocznych deklaracji środowiskowych. Do EMAS mogą przystąpić podmioty ze wszystkich sektorów gospodarki, tj. przedsiębiorstwa i zakłady prowadzące działalność produkcyjną i usługową, organy administracji publicznej i samorządowej oraz instytucje pożytku publicznego. Dzięki wdrożeniu wymagań tego systemu organizacje optymalizują zużycie zasobów i energii oraz potwierdzają przestrzeganie przepisów prawnych w zakresie ochrony środowiska, minimalizując ryzyko kar za ich nieprzestrzeganie. Tworzą również w ten sposób własny tzw. zielony wizerunek potwierdzony certyfikatem, przyznawanym w Polsce przez Generalnego Dyrektora Ochrony Środowiska²⁰.

W 2014 r. w EMAS zarejestrowanych było 4049 organizacji z UE (tabl. 3). Największą ich liczbę notowano w Niemczech, Hiszpanii i Włoszech. W Polsce pierwszą krajową organizację zarejestrowano w EMAS w 2005 r. W 2014 r. certyfikatem EMAS było u nas objętych 45 organizacji i 123 obiekty.

**TABL. 3. LICZBA ORGANIZACJI I ICH OBIEKTÓW ZAREJESTROWANYCH
W SYSTEMIE EMAS W 2014 R.**

K r a j e	Organizacje	Obiekty
UE-28	4049	6826
Niemcy	1229	1882
Hiszpania	1072	1289
Włochy	1017	1605
Austria	249	779
Portugalia	58	118
Dania	54	394
Cypr	51	51
Wielka Brytania	48	62
Polska	45	123
Belgia	42	154
Grecja	39	786
Czechy	25	58
Węgry	23	26
Francja	19	20
Szwecja	19	76
Litwa	9	21

²⁰ GUS (2016), por. GDOŚ (2013), s. 4.

**TABL. 3. LICZBA ORGANIZACJI I ICH OBIEKTÓW ZAREJESTROWANYCH
W SYSTEMIE EMAS W 2014 R. (dok.)**

K r a j e	Organizacje	Obiekty
Estonia	6	45
Holandia	5	5
Rumunia	5	7
Finlandia	4	23
Irlandia	4	4
Bułgaria	3	3
Słowacja	2	2
Luksemburg	1	2
Malta	1	1
Słowenia	1	1
Łotwa	0	0
Chorwacja	.	.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu. Pobrano z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (dostęp 23.05.2016 r.).

Zaprezentowane wskaźniki pokazały, że Polska charakteryzowała się niskimi wartościami zaprezentowanych miar, zwłaszcza w przypadku nakładów na B+R oraz ekoinnowacyjność.

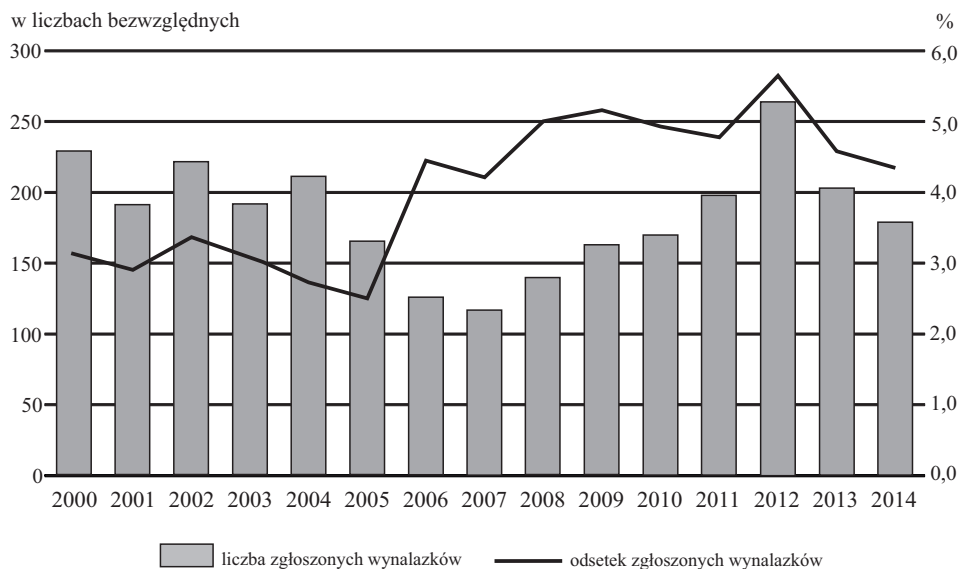
WSKAŹNIKI POLITYKI GOSPODARCZEJ I JEJ NASTĘPSTWA — POLSKA²¹

Do monitorowania opisywanego zakresu zielonej gospodarki w Polsce mogą być wykorzystane miary niedostępne w innych krajach UE. Pozwalają one na pełniejszą ocenę stosowanych w Polsce instrumentów w ramach polityki sprzyjającej zwiększaniu zazielenienia gospodarki. Należą do nich wskaźniki dotyczące wynalazków z zakresu technologii ochrony środowiska zgłoszonych do Urzędu Patentowego RP, patentów udzielonych w tym zakresie, jak również zielonych technologii oraz zielonych zamówień publicznych.

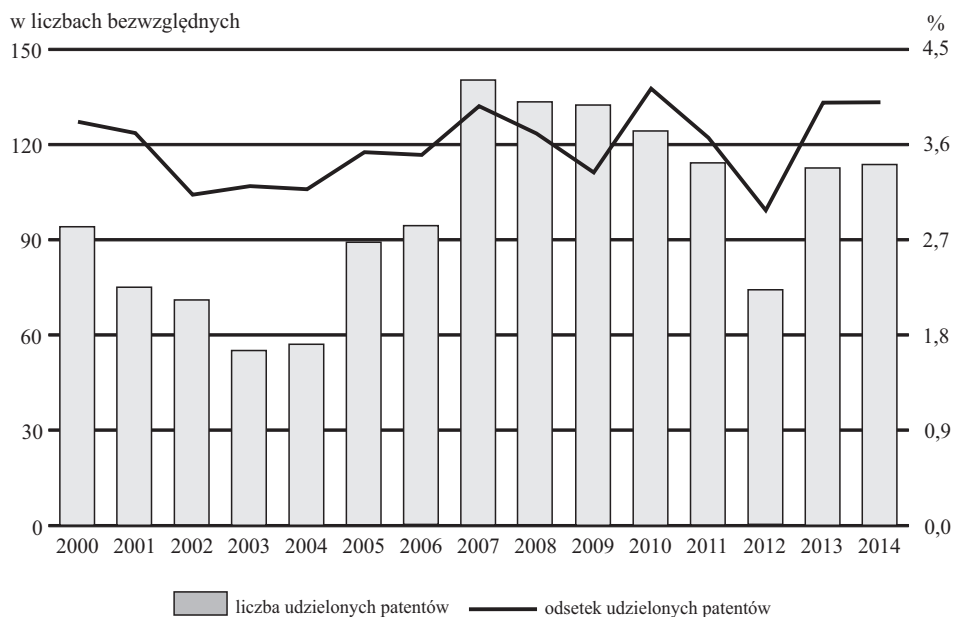
Wynalazki i patenty (Urząd Patentowy RP)

W 2014 r. całkowita liczba zgłoszeń patentowych na rzecz technologii ochrony środowiska do Urzędu Patentowego RP wyniosła 178, co stanowiło 4,3% ogółu zgłoszonych wynalazków (wykr. 8). Oznacza to spadek liczby takich wynalazków w stosunku do 2000 r. o 21,9%, przy czym wzrósł odsetek zgłoszeń patentowych z zakresu technologii ochrony środowiska w ogólnej liczbie zgłoszeń patentowych o 1,2 p.proc. W latach 2000—2014 największą liczbę wynalazków w tym zakresie notowano w 2012 r. — 263 (5,6% ogółu zgłoszeń patentowych). Większość tych wynalazków zgłosiły podmioty krajowe — 253.

²¹ Niektóre dane zaczerpnięto z opracowania GUS (2016).

**Wykr. 8. WYNAŁAZKI Z ZAKRESU TECHNOLOGII OCHRONY ŚRODOWISKA
ZGŁOSZONE DO URZĘDU PATENTOWEGO RP**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Urzędu Patentowego RP.

**Wykr. 9. PATENTY Z ZAKRESU TECHNOLOGII OCHRONY ŚRODOWISKA
UDZIELONE PRZEZ URZĄD PATENTOWY RP**

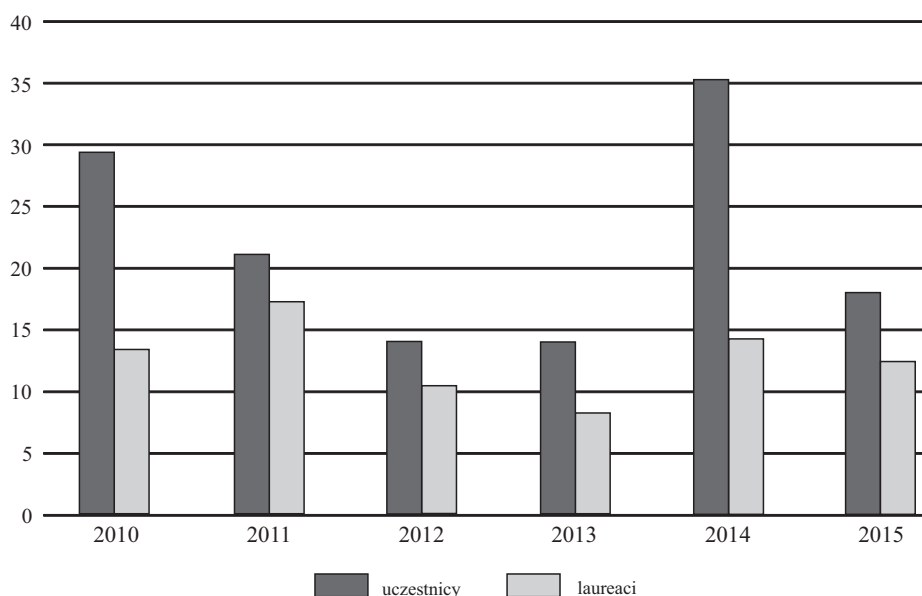
Źródło: jak przy wykr. 8.

W 2014 r. Urząd Patentowy RP udzielił 114 patentów służących technologii ochrony środowiska, w tym 105 podmiotom krajowym (wykr. 9). Oznacza to wzrost liczby przyznanych patentów o 21,3% w odniesieniu do 2000 r. Najwięcej patentów w tym zakresie udzielono w 2007 r. — 140.

W 2014 r. udział patentów z zakresu technologii ochrony środowiska w ogólnej liczbie patentów wyniósł 4,0% i wzrósł o 0,2 p.proc. w relacji do 2000 r. Największy ich odsetek notowano w 2010 r. (4,1%).

Zielone technologie

Wykr. 10. LICZBA UCZESTNIKÓW I LAUREATÓW GREENEVO



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Środowiska.

Akcelerator Zielonych Technologii (GreenEvo) to program innowacyjny Ministerstwa Środowiska, którego zadaniem jest wspieranie rozwoju technologii ochrony środowiska oferowanych przez polskich przedsiębiorców oraz transfer zielonych technologii w kraju i za granicą. Podstawowym jego celem jest tworzenie warunków dla poprawy stanu środowiska poprzez wspieranie aktywności uczestników projektu i upowszechnianie technologii środowiskowych. Podmioty uczestniczące w Akceleratorze otrzymują różnorodne formy wsparcia, m.in. szkolenia ze sprzedaży międzynarodowej oraz promowania i prezentowania technologii, a także pomoc organizacyjną przy międzynarodowych imprezach

targowych czy zagranicznych misjach handlowych. Przedsiębiorstwa mogą ubiegać się o dofinansowanie kosztów tej działalności przez Ministerstwo Energii i Polską Agencję Rozwoju Przedsiębiorczości. Akcelerator pomaga również w ustaleniu odbiorców mających największy potencjał absorpcji poszczególnych technologii środowiskowych.

Istotą programu jest szerzenie myśli technicznej w trosce o tworzenie klimatu zrównoważonego rozwoju i budowanie zielonej gospodarki.

W 2015 r. w programie GreenEvo wzięło udział 18 firm z branży zielonej technologii z zakresu gospodarki wodno-ściekowej, oszczędności energii, ochrony powietrza, gospodarki odpadami, odnawialnych źródeł energii oraz ochrony bioróżnorodności (wykr. 10).

Od początku funkcjonowania programu (od 2010 r.) wyłoniono 74 laureatów GreenEvo — twórców innowacyjnych, unikalnych polskich technologii środowiskowych.

Zielone zamówienia publiczne

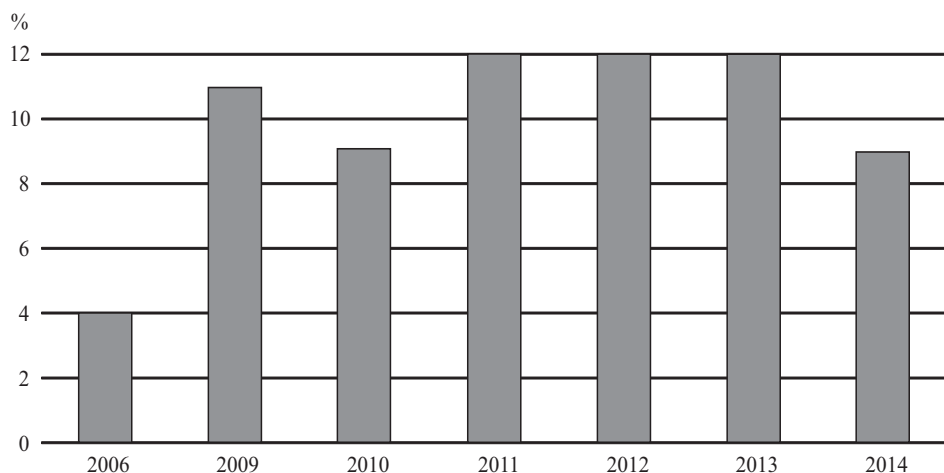
Zielone zamówienia publiczne to te, w których podmioty publiczne włączają kryteria i/lub wymagania ekologiczne do procedur udzielania zamówień publicznych i poszukują rozwiązań ograniczających negatywny wpływ produktów/usług na środowisko. Są one ważnym sposobem zachęcania przedsiębiorstw do produkcji nowych, bardziej ekologicznych produktów oraz świadczenia usług przy uwzględnieniu aspektów środowiskowych. Powinny one prowadzić do nabywania produktów bądź usług przyjaznych środowisku, czyli takich, które wywierają mniejszy negatywny wpływ na środowisko naturalne niż produkty/usługi konwencjonalne spełniające te same funkcje²².

Liczba zielonych zamówień publicznych ustalana jest przez Urząd Zamówień Publicznych na podstawie analizy treści ogłoszeń o zamówieniach publicznych opublikowanych w Biuletynie Zamówień Publicznych oraz Suplemencie do Dziennika Urzędowego UE. Na tej podstawie określa się odsetek ogłoszeń mających „zielony” przedmiot zamówienia lub zawierających kryteria o charakterze środowiskowym w stosunku do wszystkich badanych ogłoszeń.

W 2014 r. odsetek zielonych zamówień publicznych w Polsce wyniósł 9,0%, co oznacza wzrost o 5,0 p.proc. w relacji do zanotowanego po raz pierwszy w 2006 r. (wykr. 11).

Zamówienia publiczne kształtują trendy produkcyjne i konsumpcyjne. Uwzględnianie w większym stopniu kryteriów środowiskowych w zamówieniach publicznych powinno wspierać realizację polityki proekologicznej państwa, w celu uzyskania bezpośrednich korzyści środowiskowych.

²² KE (2008).

Wykr. 11. ODSETEK ZIELONYCH ZAMÓWIEŃ PUBLICZNYCH

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Urzędu Zamówień Publicznych. Pobrano z: <http://strateg.stat.gov.pl/> (dostęp 20.05.2016 r.).

Podsumowanie

Monitorowanie zielonej gospodarki wydaje się celowe z wielu względów. Po pierwsze pozwala na dokonywanie oceny skuteczności polityki państwa w tym zakresie, a po drugie umożliwia przeprowadzanie porównań międzynarodowych. Szczególnie istotne jest jednak uzyskiwanie informacji, stanowiących podstawę do podejmowania decyzji przez podmioty publiczne i prywatne, odnoszących się do realizacji działań sprzyjających zielonemu wzrostowi.

Po przeprowadzeniu analizy można stwierdzić, że na tle krajów UE Polska wypadła jednak niekorzystnie w zakresie nakładów na działalność B+R na rzecz środowiska. Ma na to wpływ liczba zgłaszanych wynalazków oraz otrzymywanych patentów, jak też ekoinnowacyjność.

Sytuacja naszego kraju kształtuje się natomiast korzystnie biorąc pod uwagę wydatki na środki trwałe sektora publicznego służące ochronie środowiska czy też gospodarstwa ekologiczne, a zwłaszcza ich liczbę.

Przedstawiony zestaw miar nie wyczerpuje tematu i będzie podlegał ewaluacji. Pojawiające się nowe zjawiska, a także poprawa dostępności danych determinują dokonywanie zmian wskaźników stosowanych do oceny wdrażanej polityki i jej następstw.

dr Dorota Wyszowska — *Urząd Statystyczny w Białymstoku, Uniwersytet w Białymstoku, Wydział Ekonomii i Zarządzania*

mgr Anna Rogalewska — *Urząd Statystyczny w Białymstoku*

LITERATURA

- Bujanowicz-Haraś, B. (2009). Regionalne zróżnicowanie nakładów inwestycyjnych na ochronę środowiska w Polsce. *Ochrona Środowiska i Zasobów Naturalnych*, nr 41, Instytut Ochrony Środowiska, Warszawa.
- CSO (2014). *Green Growth in the Czech Republic. Selected Indicators 2013*. Czech Statistical Office, Praga.
- Domańska, W., Górka, A., Wojciechowska, M. (2014). Rachunki podatków związanych ze środowiskiem. *Wiadomości Statystyczne*, nr 6, GUS i PTS, Warszawa.
- EEA (2010). *Środowisko Europy 2010 — Stan i prognozy. Synteza*. Europejska Agencja Środowiska, Kopenhaga.
- EEA (2012). *Environmental Indicator Report 2012 Ecosystem Resilience and Resource Efficiency in a Green Economy in Europe*. Europejska Agencja Środowiska, Kopenhaga.
- EEA (2014). *Air Quality in Europe. 2014 Report*. Europejska Agencja Środowiska, Kopenhaga.
- EEA (2015). *Środowisko Europy 2015 — Stan i prognozy. Synteza*. Europejska Agencja Środowiska, Kopenhaga.
- Fraunhofer ISI (2008). *Concept of a Technology Classification for Country Comparisons*. Ulrich Schmoch Fraunhofer Institute for Systems and Innovation Research, Karlsruhe. Pobrano z: http://www.wipo.int/edocs/mdocs/classifications/en/ipc_ce_41/ipc_ce_41_5-annex1.pdf.
- GDOŚ (2013). *Rejestracja w EMAS. Przewodnik dla organizacji*. Generalna Dyrekcja Ochrony Środowiska, Warszawa.
- GUS (2016). *Wskaźniki zielonej gospodarki w Polsce*. Urząd Statystyczny w Białymstoku, Białystok.
- IOŚ (2013). *Ocena jakości powietrza w strefach w Polsce za rok 2014*. Inspekcja Ochrony Środowiska, Warszawa.
- KE (2008). *Komunikat Komisji do Parlamentu Europejskiego, Rady, Europejskiego Komitetu Ekonomiczno-Społecznego oraz Komitetu Regionów. Zamówienia publiczne na rzecz poprawy stanu środowiska*. Komisja Wspólnot Europejskich, Bruksela. Pobrano z: https://www.uzp.gov.pl/_data/assets/pdf_file/0022/26518/KOM-2008-400_Zamowienia-publiczne-na-rzecz-poprawy-stanu-srodowiska.pdf.
- OECD (2011). *Towards Green Growth: Monitoring Progress OECD Indicators*. OECD Green Growth Studies, Paryż.
- OECD (2013). *Monitoring Progress Towards Green Growth: OECD Indicators 2013 Report*. Paryż.
- OECD (2014). *Green Growth Indicators 2014*. OECD Green Growth Studies, Paryż.
- SN (2011). *Green Growth in the Netherlands Statistics*. Netherlands, Haga.
- UNEP (2011). *Towards a Green Economy. Pathways to Sustainable Development and Poverty Eradication*. Program Ochrony Środowiska Narodów Zjednoczonych, Nairobi.
- UNEP (2012). *Measuring Progress Towards an Inclusive Green Economy*. Program Ochrony Środowiska Narodów Zjednoczonych, Nairobi.

Summary. *Economic crises affecting different parts of the world have forced world leaders to seek new paths of development, taking into account the needs of environmental protection and prevention of adverse effects of human activities. One of these roads may be "green growth" leading to the achievement of "green economy". Monitoring the state of green economy in Poland is possible due to*

certain indicators, among which is defined the group of measures relating to economic opportunities and policy responses.

The aim of this article is to present the mentioned above group of indicators. The article is divided into two parts. The first one shows the theoretical issues relating to the green economy and indicators to measure it, with particular emphasis on the selected group. While the second is devoted to presenting the Polish situation in the background of other European Union countries in terms of the indicators of the economic opportunities and policy responses.

Keywords: green economy, green economy elements, monitoring indicators, indicators of economic opportunities and policy responses.

Резюме. Экономический кризис, затронувший различные регионы мира заставляет отдельные государства искать новые направления экономического развития, учитывающие охрану окружающей среды и предотвращение неблагоприятных последствий деятельности человека. Правильным направлением такого развития может оказаться «зеленый» экономический рост позволяющий получить так называемую зеленую экономику, которая соединяет экономические потребности, потребности охраны естественной среды и климата. Мониторинг степени так называемого озеленения экономики делают возможным показатели касающиеся экономической политики. Среди них можно перечислить инвестиционные расходы на охрану окружающей среды, налоги связанные с окружающей средой, размер экологического сельского хозяйства, инвестиционная деятельность в области соответствующих технологий и управления.

Целью разработки является представление таких мер. В статье описываются теоретические вопросы и показатели использующиеся в измерении зеленой экономики, а затем была представлена характеристика ситуации Польши на фоне остальных стран ЕС на протяжении первых лет XXI века.

Ключевые слова: зеленая экономика, элементы зеленой экономики, показатели мониторинга, показатель экономической политики и ее последствий.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Działalność Rady Statystyki w I półroczu 2016 r.

W pierwszej połowie 2016 r. odbyło się 6 posiedzeń plenarnych. Prace Rady Statystyki koncentrowały się głównie na kwestiach związanych z przygotowaniem *Programu badań statystycznych statystyki publicznej (pbssp) na rok 2017*. Rozpatrywano zgłaszane przez opiniodawców propozycje, uwagi i wniośki oraz stanowiska jednostek autorskich co do możliwości ich uwzględnienia w projekcie, jak również wyceny kosztów badań statystycznych ujętych w programie.

Członkowie Rady uczestniczyli w lutym br. w posiedzeniach Komisji Programowej poświęconych omawianiu zgłoszonych uwag i propozycji.

W maju br. przedstawiciele Rady Statystyki brali udział w posiedzeniu międzyresortowej konferencji uzgodnieniowej, na której rozpatrywano uwagi i propozycje zmian i uzupełnień w programie, zgłoszonych w czasie opiniowania jego projektu wstępnego przez poszczególne resorty w ramach tzw. uzgodnień międzydziałowych.

Posiedzenia majowe i czerwcowe finalizowały prace dotyczące przygotowania projektu pbssp na rok 2017.

Posiedzenie Rady Statystyki w maju br. było poświęcone wynikom międzyresortowej konferencji uzgodnieniowej, której celem było uzgodnienie ostatecznej wersji projektu pbssp. Omówiono kwestie, które wymagały jeszcze uzgodnień przed ostatecznym przygotowaniem projektu programu przed jego przedłożeniem Radzie Ministrów pod koniec czerwca. Rada Statystyki pozytywnie oceniła całość prac związanych z przygotowaniem projektu pbssp 2017.

Rada zaopiniowała koszty badań statystycznych ujętych w projekcie pbssp 2017 oraz towarzyszącą im *Informację o planowanych kosztach badań statystycznych ujętych w programie badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2017* przedstawiającą koszty bezpośrednie badań statystycznych planowanych w 2017 r., zarówno przez służby statystyki publicznej jak i inne podmioty. *Informacja o planowanych...* ujmowała również porównanie kosztów badań planowanych na rok 2017 z kosztami roku 2016 oraz ich zmiany. Rada Statystyki pozytywnie oceniła przygotowaną przez GUS informację dotyczącą kosztów badań ujętych w projekcie pbssp 2017.

Na czerwcowym posiedzeniu Rady Statystyki, które kończyło prace związane z przygotowaniem projektu pbssp 2017, członkowie Rady podjęli 2 uchwały — nr 3/2016 Rady Statystyki z dnia 13 czerwca 2016 r. w sprawie projektu programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2017 oraz nr 4/2016 Rady Statystyki z dnia 13 czerwca 2016 r. w sprawie opinii o planowanych kosztach badań statystycznych ujętych w projekcie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2017. Dokumenty te wraz z projektem rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie pbssp na rok 2017, jego uzasadnieniem, oceną skutków regulacji, projektem programu, raportem z konsultacji oraz opinią MSZ o zgodności projektu z prawem Unii Europejskiej (UE) przekazano 21 czerwca 2016 r. do sekretarza Stałego Komitetu Rady Ministrów.

Projekt rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie programu badań na rok 2017 był rozpatrywany przez Stały Komitet Rady Ministrów 30 czerwca br. Projekt dokumentu przedstawił przewodniczący Rady Statystyki — prof. dr Franciszek Kubiczek. GUS był reprezentowany przez wiceprezes dr Grażynę Marciniak.

W pierwszym półroczu 2016 r. Rada Statystyki zajmowała się także projektem rozporządzenia Rady Ministrów zmieniającego rozporządzenie w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016. W kwietniu projekt rozporządzenia zmieniającego rozporządzenie w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej był rozpatrywany na posiedzeniu Stałego Komitetu Rady Ministrów, w którym uczestniczyli prof. dr F. Kubiczek i dr Halina Dmochowska, pełniąca wówczas obowiązki prezesa GUS.

W posiedzeniach plenarnych Rady uczestniczyli prezes GUS, prof. dr hab. Janusz Witkowski oraz jego zastępcy: dr Halina Dmochowska, dr Grażyna Marciniak i Konrad Cuch. W posiedzeniu czerwcowym wziął już udział dr Dominik Rozkrut, nowy prezes GUS.

W omawianym półroczu skład Rady Statystyki uległ zmianom. Premier Beata Szydło, z powodu śmierci prof. Zbigniewa Strzeleckiego, powołała Piotra Macieja Kamińskiego, reprezentującego Pracodawców Rzeczypospolitej Polskiej, a także na skutek wyboru prof. Eugeniusza Gatnara do Rady Polityki Pieniężnej — Józefa Sobotę, dyrektora Departamentu Statystyki NBP.

W I półroczu 2016 r. członkowie Rady Statystyki przygotowywali koreferaty do zagadnień istotnych dla statystyki publicznej. Dyskutowano nad kierunkiem rozwoju statystyki.

Członkowie Rady rozpatrzyli: wniosek Ministra Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej dotyczący wydzielenia w programie badań statystycznych działu „RODZINA”, preliminarz wydatków Rady na rok 2016, dokonania i kierunki rozwoju Centralnej Biblioteki Statystycznej, funkcjonowanie systemu STRATEG, cele i wskaźniki zrównoważonego rozwoju zawarte w Agendzie post 2015 ONZ, organizację i działalność urzędów statystycznych na przykładzie Urzędu Statystycznego w Warszawie, a zwłaszcza działającego w jego strukturze Ośrodka Statystyki Przedsiębiorstw Niefinansowych, jak również tematykę przedsiębiorstw niefinansowych w Polsce w latach 1990—2014.

W styczniu br. członkowie Rady Statystyki zapoznali się z wynikami badań statystycznych związków zawodowych i organizacji pracodawców. Temat przed-

stawili: Piotr Łyson — dyrektor Departamentu Badań Społecznych i Warunków Życia, Karolina Goś-Wójcicka — naczelnik wydziału w Departamencie Badań Społecznych i Warunków Życia oraz Tomasz Sekuła — kierownik Ośrodka Badania Gospodarki Społecznej w Urzędzie Statystycznym w Krakowie.

Zarysowano plan realizacji średniookresowej koncepcji badań sektora non profit związanych z wdrożeniem sprawozdań serii SOF. Przedstawiono zakres przedmiotowy tej sprawozdawczości oraz genezę badań związków zawodowych i organizacji pracodawców, jak również metodę realizacji badań *SOF-2 Związki zawodowe* i *SOF-4 Organizacje pracodawców. Organizacje samorządu gospodarczego i zawodowego* i zastosowania w nich nowego podejścia. Przedstawiono wyniki badań związków zawodowych i organizacji pracodawców oraz informację o planowanych działaniach związanych z wykorzystaniem wyników. Wskazano na planowaną publikację *Sektor non profit w 2014 r.*, opracowanie pełnego zakresu danych dla sektora instytucji niekomercyjnych, działających na rzecz gospodarstw domowych (zgodnie z zasadami ESA) oraz przygotowania rachunku satelitarnego sektora non profit (zgodnie z metodologią ONZ). Jednocześnie zarysowano przyszłość tych badań i planowane zmiany. W dyskusji zwracano uwagę na ich istotność dla charakterystyki sektora non profit i dla rachunku satelitarnego tego sektora oraz omówiono kontrowersje związane z ich realizacją. Określono kierunki wprowadzenia potrzebnych zmian i uzupełnień. Rada pozytywnie oceniła badania związków zawodowych i organizacji pracodawców.

Na tym samym posiedzeniu rozpatrzono także wniosek Ministerstwa Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej dotyczący wyodrębnienia w programie badań statystycznych statystyki publicznej działu „Rodzina”. Przedstawiono powody, dla których ministerstwo wystąpiło z wnioskiem oraz szczegółowo zarysowało potrzeby informacyjne resortu w zakresie tematyki rodzinnej. W wyniku dyskusji uzgodniono wydzielenie w projekcie programu badań na rok 2017 bloku tematycznego „Rodzina”. Jednak uznano, że dojście do oczekiwanej przez ministerstwo zawartości bloku będzie wymagało ok. 3 lat ze względu na specyfikę prowadzonych badań. W sprawie udostępnienia danych o rodzinach w sposób zwarty przyjęto publikowanie wszelkich danych dotyczących problematyki rodzinnej na stronie internetowej GUS.

Ponadto na styczniowym posiedzeniu Rady Statystyki przyjęto preliminarz wydatków Rady na rok 2016.

Posiedzenie lutowe koncentrowało się na dokonaniach Centralnej Biblioteki Statystycznej (CBS) i kierunkach jej rozwoju. Temat omówiła dyr. Bożena Łazowska, która skupiła się na pracach wykonanych w ostatnich 2 latach. Stwierdziła, że była to największa modernizacja biblioteki od 1996 r. Wartość wykonanych prac wyniosła ponad 2 mln zł. Zakupiono m.in. sprzęt potrzebny do budowy statystycznej biblioteki cyfrowej i przechowywania zdigitalizowanych zasobów bibliotecznych. Ponadto uzyskano nowy, wydajny serwer biblioteczny, obszerną macierz dyskową, skaner dziełowy do digitalizacji zbiorów oraz komputery dla czytelników. Jednocześnie CBS zyskała nową witrynę internetową. Dokonano również masowej digitalizacji zbiorów. Pani Dyrektor przedstawiła

plany rozwoju biblioteki cyfrowej. Oceniała, że osiągnięcie tych zamierzeń wymaga ok. 1,5—1,6 mln zł co roku.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła działania na rzecz modernizacji i rozwoju biblioteki, a zwłaszcza digitalizacji jej zbiorów.

W marcu na posiedzeniu plenarnym Rady Statystyki przedstawiono zagadnienia związane z funkcjonowaniem systemu STRATEG. Z uwagi na tematykę posiedzenia zaproszono przedstawicieli kilku resortów zasilających system STRATEG i korzystających z niego. Ponadto zaproszono przedstawiciela Urzędu Statystycznego w Poznaniu, który prowadzi Bank Danych Makroekonomicznych. Temat przedstawiła Renata Bielak — dyrektor Departamentu Analiz i Opracowań Zbiorczych GUS.

Referentka przypomniła cel systemu STRATEG, którym jest wsparcie monitorowania polityki rozwoju i spójności. Omówiła zmiany w zawartości systemu, w tym zakres wskaźników. Przedstawiła także kwestie związane z pracochłonnością prowadzenia systemu i jego aktualizacją w powiązaniu z jego stałym rozwojem. Pani Dyrektor opisała działania związane ze wzbogacaniem systemu o elementy usprawniające i ułatwiające użytkownikom korzystanie z niego, wskazując na przygotowanie *Instrukcji użytkownika systemu* oraz możliwość prezentacji danych na poziomie NUTS 2 dla krajów UE. Poinformowała także o udostępnieniu wersji anglojęzycznej systemu oraz *Niezbędnika statystycznego*, specjalnego podręcznika metodologicznego o wskaźnikach statystycznych, będącego kompendium wiedzy dla użytkowników niebędących statystykami. Następnie zwróciła uwagę na działania związane z popularyzacją systemu STRATEG oraz przeprowadzone szkolenia i warsztaty. Przedstawiła planowane systemie działania dotyczące rozwoju interfejsu użytkownika, automatyzacji procesu aktualizacji oraz wprowadzenia funkcjonalności, identyfikującej potrzeby użytkownika. Na zakończenie wypowiedzi mówiła o przewidywanych zmianach w systemie związanych ze *Strategią odpowiedzialnego rozwoju*.

W dyskusji pozytywnie oceniano przygotowanie, prowadzenie i funkcjonowanie systemu STRATEG. Podkreślano jego przydatność do monitorowania polityki rozwoju i spójności. Zwrócono uwagę na dokumenty go zasilające i ich jakość, a także na wpływ *Strategii odpowiedzialnego rozwoju* na system. Rada zgodziła się z pozytywną oceną systemu, wyrażaną przez dyskutantów reprezentujących resorty zaproszone na posiedzenie.

Posiedzenie Rady Statystyki w kwietniu dotyczyło celów i wskaźników zrównoważonego rozwoju określonych w Agendzie 2030 w kontekście zadań statystyki publicznej. Oprócz przedstawicieli GUS i Urzędu Statystycznego w Katowicach na posiedzenie przybyli także Kamil Wyszkowski, Dyrektor Generalny United Nations Global Compact — Inicjatywy Sekretarza Generalnego ONZ oraz dr Bogdan Wyżnikiewicz, wiceprezes Zarządu Instytutu Badań nad Gospodarką Rynkową, a także osoby reprezentujące kilka ministerstw. Temat przedstawiła również pani dyrektor Renata Bielak.

Omawiając Agendę 2030 podkreśliła, że stanowi ona efekt wieloletnich prac prowadzonych na forum ONZ. Podsumowała, że ujmuje ona 17 celów i 169 zadań wyznaczających kierunki zrównoważonego rozwoju dla świata po roku

2015. Agendę 2030 przyjęły 193 kraje członkowskie ONZ jako rezolucję Zgromadzenia Ogólnego ONZ we wrześniu 2015 r. Jest to fundamentalne przesłanie w celu zapewnienia godnego życia społeczeństwa. R. Bielak wyjaśniła, że katalog Agendy zaplanowano w sposób pozwalający wszystkim krajom wskazać cele, które będą realizować w zależności od własnych uwarunkowań i możliwości.

Organizację monitorowania Agendy powierzono Komisji Statystycznej ONZ. Powołano też grupę ekspercką ds. wskaźników zrównoważonego rozwoju (IAEG-SDG) działającą pod patronatem Komisji Statystycznej ONZ, której podstawowym zadaniem jest opracowanie listy wskaźników monitorujących cele w wymiarze globalnym i zorganizowanie raportowania z tej działalności. Komisja Statystyczna ONZ przyjęła 230 wskaźników z założeniem ich modyfikacji. Rola statystyki w przedsięwzięciu nazywanym Agendą 2030 polega na zapewnieniu informacji do monitorowania celów i priorytetów zrównoważonego rozwoju. GUS będzie koordynatorem w zakresie statystyki, natomiast kompleksową koordynację problematyki zapewni Ministerstwo Infrastruktury i Rozwoju.

W wielowątkowej dyskusji zwrócono uwagę m.in. na wyzwania wynikające z Agendy 2030 dla statystyki publicznej. Wskazano na konieczność ukierunkowywania badań na wykorzystywanie różnych źródeł danych oraz na potrzebę zwiększenia koordynacyjnej roli GUS wobec wszystkich instytucji krajowych dostarczających dane statystyczne w ramach polityki europejskiej. Zwrócono również uwagę na konieczność poszukiwania kierunków rozwoju statystyki, które zaspokajałyby potrzeby szerokiego monitorowania zrównoważonego rozwoju.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła przygotowania Agendy 2030. Wskazano, że określenie wniosków, wynikających z Agendy 2030 dla statystyki publicznej, kształtować będzie kierunki jej rozwoju oraz wpływać na prace Rady Statystyki.

Posiedzenie Rady Statystyki w maju 2016 r. dotyczyło organizacji i działalności urzędów statystycznych na przykładzie Urzędu Statystycznego w Warszawie (w którym je zorganizowano) oraz działalności Ośrodka Statystyki Przedsiębiorstw Niefinansowych.

Temat omówiła Zofia Kozłowska — dyrektor US w Warszawie. Przedstawiła usytuowanie urzędów statystycznych w służbach statystyki publicznej oraz podstawy prawne funkcjonowania statystyki publicznej. Podkreśliła, że urzędy statystyczne są częścią wojewódzkiej administracji niespolonej. Przedstawiła zakres działalności przypisany do wszystkich urzędów statystycznych. Jednocześnie zwróciła uwagę, że od roku 2009 każdy urząd statystyczny wykonuje odrębne, specjalistyczne zadania ogólnokrajowe. Przedstawiła też strukturę US w Warszawie i jego stan osobowy. Pani Dyrektor podkreśliła, że liczba zatrudnionych w Urzędzie uległa od 2010 r. zmniejszeniu. Podkreśliła istotny udział jego pracowników w pracach różnych zespołów doradczych w resorcie statystyki publicznej, jak i poza nim.

Działalność Ośrodka Statystyki Przedsiębiorstw Niefinansowych przedstawił Krzysztof Kowalski — zastępca dyrektora US w Warszawie. Omówił szczegółowo prace realizowane przez Ośrodek, w tym służące podnoszeniu jakości badań i usprawnieniu kontaktów z klientami.

Pracę Urzędu oceniono pozytywnie uważając, że jego kierownictwo sprawnie zarządza dużym zasobem ludzkim. Uznano, że wprowadzenie specjalizacji było podejściem słusznym i kierownictwo US w Warszawie dało sobie radę z wprowadzeniem tego rozwiązania.

Posiedzenie w czerwcu rozpoczęło powitaniem nowego prezesa GUS, dra Dominika Rozkruta. Uczczono również minutą ciszy pamięć zmarłego w czerwcu br. Tadeusza Toczyńskiego, prezesa GUS w latach 1996—2006.

Następnie rozpatrywano problematykę przedsiębiorstw niefinansowych w Polsce. Temat omówiła Katarzyna Walkowska, dyrektor Departamentu Przedsiębiorstw GUS. Przypomniała rys historyczny badań, ich rodzaje i zakres oraz wykorzystywane formularze. Ponadto przedstawiła dane charakteryzujące przedsiębiorstwa niefinansowe i ich wyniki ekonomiczne od początku transformacji do chwili obecnej. Jednocześnie zwróciła uwagę na prowadzone prace metodologiczne i nad dziedzinowymi bazami wiedzy (Przedsiębiorstwa Niefinansowe oraz Koniunktura Gospodarcza), prace związane z europejskim Ramowym Rozporządzeniem Integrującym Statystykę Gospodarczą (tzw. FRIBS), współpracę w zespole do spraw profilowania jednostek statystycznych oraz łączenia mikrodanych z demografią przedsiębiorstw z danymi o handlu międzynarodowym. Pani Dyrektor wskazała na planowane prace w zakresie integracji sprawozdań w kierunku ograniczenia liczby pytań i formularzy, podniesienia spójności danych i wzbogacenia możliwości analitycznych. Podkreśliła, że badania przedsiębiorstw niefinansowych, dostarczające spójnych i porównywalnych danych, prowadzone są z uwzględnieniem kwestii dotyczących otoczenia prawno-ekonomicznego, zmniejszenia obciążenia respondentów, zaspokajania potrzeb użytkowników i wypełniania wymogów europejskich.

Zarówno w koreferacie, który przedstawił członek Rady Statystyki dr Włodzimierz Biniek, jak i w dyskusji podkreślono znaczenie prowadzonych w GUS badań przedsiębiorstw niefinansowych, szczególnie ze względu na zmiany zachodzące w tej dziedzinie w okresie transformacji. Oceniając pozytywnie te badania oraz plany rozwojowe, zwrócono jednocześnie uwagę na trudności w uzyskaniu poprawnych jakościowo danych dotyczących mikroprzedsiębiorstw. Wskazano na potrzebę poszerzania badań przedsiębiorstw niefinansowych z uwagi na dynamicznie zmieniające się warunki w ich otoczeniu. Postulowano uwzględnienie w badaniach firm rodzinnych, mikroprzedsiębiorstw typu spółdzielczego, szarej gospodarki oraz w szerszym stopniu innowacyjności.

Oprac. **Elżbieta Sudnicka**, GUS

XVII konferencja *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*

20—21 czerwca 2016 r. na Wydziale Zastosowań Informatyki i Matematyki SGGW odbyła się XVII konferencja *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, organizowana przez Katedrę Ekonometrii i Statystyki. Funkcję przewodniczącego Komitetu Naukowego konferencji pełnił prof. dr hab. Bolesław Borkowski, a obowiązki przewodniczącego Komitetu Organizacyjnego sprawował dr inż. Grzegorz Koszela. Partnerem konferencji była firma Predictive Solutions Sp. z o.o.

W konferencji wzięło udział ponad 80 osób z różnych ośrodków akademickich, m.in. z: Krakowa, Łodzi, Katowic, Gdańska, Szczecina, Olsztyna, Torunia, Rzeszowa oraz Warszawy. Przybyli także goście z Indii. Wygłoszono 44 referaty.

Konferencję otworzył dr inż. Grzegorz Koszela, a jej uczestników powitali prof. Bolesław Borkowski oraz dr hab. inż. Arkadiusz Orłowski, prof. SGGW — dziekan Wydziału Zastosowań Informatyki i Matematyki.

Obrady były poświęcone najważniejszemu aspektowi zastosowania metod ilościowych. Głównym celem konferencji była wymiana doświadczeń w zakresie wykorzystania: wielowymiarowej analizy porównawczej, estymacji, testów statystycznych, klasyfikacji i dyskryminacji danych, modelowania oraz prognozowania w naukach ekonomicznych. Oprócz tematyki teoretycznej zajmowano się zastosowaniem metod ilościowych w badaniach efektywności funduszy emerytalnych, produkcji przemysłowej oraz rolnej, ocenie ryzyka inwestycji giełdowych, określaniu atrakcyjności i rozwoju regionów oraz w analizach społecznych.

W trakcie pierwszej sesji plenarnej, którą prowadził prof. Bolesław Borkowski, wygłoszono 2 referaty. Rozpoczął prof. dr hab. Wojciech Zieliński (SGGW) referatem *Jerzy Sława-Neyman — wybitny statystyk Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego*. W ten sposób przypomniano sylwetkę naukową wybitnego polskiego matematyka i statystyka, który prowadził wykłady i ćwiczenia ze statystyki matematycznej dla studentów uczelni w okresie od 1923 do 1935 r. W latach 1928—1936 Jerzy Sława-Neyman był kierownikiem Zakładu Statystyki Matematycznej na Wydziale Ogrodniczym SGGW.

Drugi referat *Jak oceniać efektywność inwestycyjną rynków funduszy emerytalnych* wygłosiła prof. dr hab. Dorota Witkowska (Uniwersytet Łódzki). Autorka przedstawiła wybrane wyniki badań będących próbą porównania efektywno-

ści rynków funduszy emerytalnych w krajach europejskich i Stanach Zjednoczonych. Wykorzystano w nich dane OECD z lat 2002–2013. Do oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych zastosowano współczynniki: Sharpe’a, informacyjny, Treynora-Blacka i tzw. alfę Jensena. Ponadto autorka zaprezentowała pewne propozycje konstrukcji benchmarków rynkowych.

W pierwszym dniu konferencji odbyło się pięć sesji równoległych. Pierwszej sesji tematycznej (1A) przewodniczyła prof. dr hab. Dorota Witkowska (Uniwersytet Łódzki). Sesja dotyczyła zastosowań metod ilościowych w analizach makroekonomicznych. Dr Irena Woroniecka-Leciejewicz i dr hab. Lech Kruś (Instytut Badań Systemowych PAN) w referacie *Analiza interakcji polityki fiskalnej i monetarnej z wykorzystaniem teorii gier na przykładzie gospodarki polskiej* przedstawili wyniki analizy *policy mix* z wykorzystaniem zaproponowanej gry niekooperacyjnej, rozgrywanej między władzami fiskalnymi i monetarnymi oraz modelu makroekonomicznego opartego na koncepcji modelu nowej syntezy neoklasycznej. Z kolei wyniki badań kształtowania się miesięcznych wartości detalicznej sprzedaży produktów farmaceutycznych w Polsce w latach 2010–2015 omówił dr hab. Szczepan Figiel, prof. Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego w Olsztynie w pracy pt. *Identyfikacja efektu dni tygodnia w miesięcznych szeregach czasowych na przykładzie sprzedaży detalicznej produktów farmaceutycznych*. Autor użył metod ARIMA-X-12 i TRAMO-SEATS zaimplementowanych w pakiecie Demetra+ z wbudowanym kalendarzem, co umożliwiało wykrywanie efektów dni tygodnia. Dr Jan Gadomski i dr hab. Lech Kruś (Instytut Badań Systemowych PAN) przeanalizowali skutki wprowadzenia limitów emisji oraz handlu pozwoleniami na emisję CO₂ dla rozwoju gospodarczego Polski w referacie *Ocena następstw polityki ograniczenia emisji CO₂ dla rozwoju gospodarczego Polski*. Narzędziem analizy był długookresowy model składający się z czterech sektorów produkujących: energię, nieenergetyczne nakłady pośrednie, dobra konsumpcyjne i inwestycyjne, jak również z sektorów konsumpcji (obejmujących gospodarstwa domowe i sektor publiczny) oraz wymiany z zagranicą. Dr hab. Stanisław Gędek, prof. Politechniki Rzeszowskiej w wystąpieniu na temat *Analiza skutków spadku cen ropy naftowej dla rynku walutowego eksporterów* podjął próbę określenia parametrów opisujących zależność pomiędzy zmianami cen ropy naftowej i kursem walut krajów eksportujących ropę naftową. W analizie wykorzystał wektorowy model korekty błędem (VECM), koncepcję przyczynowości w sensie Gangera oraz funkcję odpowiedzi na impuls (IRF).

Na sesji 1B, której przewodniczyła dr hab. Beata Bieszk-Stolorz (Uniwersytet Szczeciński), omawiano wykorzystanie metod ilościowych w analizach produkcji. Celem dra Łukasza Lenarta (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) w referacie *Podejście bayesowskie w identyfikacji efektu dni roboczych w produkcji przemysłowej* był opis konstrukcji parametrycznej metody (w podejściu bayesowskim) identyfikacji efektu dni roboczych w przypadku danych o częstotliwości miesięcznej. Metodę zilustrowano na przykładzie rocznej stopy wzrostu produkcji przemysłowej dla krajów europejskich w przypadku danych oczyszczono-

nych i nieoczyszczonych z efektu kalendarzowego. Przedmiotem badania przeprowadzonego przez dr Agatę Sielską oraz mgr Aleksandrę Pawłowską (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — PIB) na temat *Szacowanie wpływu dopłat do inwestycji na wydajność pracy w polskich gospodarstwach rolnych za pomocą metody propensity score matching* była polityka rolna powiązana ze wsparciem inwestycji podejmowanych przez gospodarstwo rolne. Autorki oszacowały przeciętny wpływ oddziaływania otrzymywanych dopłat do inwestycji na wydajność pracy mierzonej jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy (GVA/AWU). Narzędziem badawczym były modele logitowe oraz metoda *propensity score matching* pozwalająca na obliczenie wskaźnika przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ATT). Mikroekonomicznej analizy procesu produkcyjnego oraz pomiaru efektywności kosztowej polskich gospodarstw mlecznych dokonali dr hab. Jerzy Marzec, prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie i dr Andrzej Pisulewski (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) w referacie *Funkcja kosztu dla gospodarstw mlecznych w Polsce — założenia i wyniki*. Wykorzystali oni mikroekonomiczną funkcję kosztu, która uwzględnia potencjalne błędy optymalizacyjne wynikające z nieefektywności technicznej i alokacyjnej. Stochastyczną analizę graniczną przeprowadzili z wykorzystaniem metod bayesowskich.

Sesji 1C, na której wymieniano doświadczenia z zastosowań metod ilościowych w analizach społeczno-ekonomicznych, przewodniczyła dr hab. Iwona Markowicz, prof. Uniwersytetu Szczecińskiego. W referacie *Międzysektorowa mobilność zatrudnienia oraz płac a efektywność rynków pracy* dr inż. Karol Flisikowski (Politechnika Gdańska) przedstawił ocenę efektywności wybranych rynków pracy rozumianej jako stan niskiego bezrobocia i wysokiego zatrudnienia. Ocenę efektywności autor przeprowadził dwutorowo: z jednej strony za pomocą zobrazowania reakcji rynków na międzysektorowe przesunięcia zatrudnienia, a z drugiej z użyciem zagregowanej zmiany zróżnicowania płac sektorowych (mobilność płac). Próby wyznaczenia bezzatrudnieniowych stóp wzrostu w przemyśle podjął się dr Tomasz Misiak (Politechnika Rzeszowska) w pracy pt. *Zróżnicowanie granic wzrostu bezzatrudnieniowego polskiego przemysłu w ujęciu regionalnym*. W celu zbadania zróżnicowania stóp wzrostu bezzatrudnieniowego wykorzystał dane panelowe dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu brutto oraz liczbę pracujących w przemyśle dla województw i powiatów za lata 2005—2013. Dr Wioletta Grzenda (SGH) w referacie *Analiza szans osób młodych oraz w średnim wieku na posiadanie pracy z wykorzystaniem bayesowskiego modelu regresji logistycznej* zbadala szanse na posiadanie pracy w różnych grupach wiekowych, wykorzystując bayesowski model regresji logistycznej oraz metody Monte Carlo oparte na łańcuchach Markowa.

Sesji tematycznej 2A, na której omawiano aspekty metodyczne, przewodniczyła dr hab. Agata Boratyńska (prof. SGH). Model Hoskinga-Wallisa wykorzystali dr Urszula Grzybowska oraz dr Marek Karwański (SGGW) w pracy *Zastosowanie metody L-momentów w badaniu jednorodności grup spółek produkcyjnych opisywanych wskaźnikami finansowymi*. Zbadali jednorodność wyodręb-

nionych przy pomocy DEA (*Data Envelopment Analysis*) grup polskich spółek z branży produkcyjnej, notowanych na GPW w Warszawie. Próbę zastosowania sztucznych sieci neuronowych w interpretacji graficznej dla wybranych przypadków inwestycyjnych podjął dr Marcin Halicki (Uniwersytet Rzeszowski) w referacie *Interpretacja graficzna parametrów przypadków inwestycyjnych*. Przypadki te dotyczyły dwóch lub więcej prognozowanych wypłat generowanych przez inwestycje przy różnym prawdopodobieństwie i różnych wartościach ryzyka. Dr Łukasz Lenart w referacie *Dystrybuanta spektralna w analizie dominującej długości wahań procesu cyklicznego* opowiedział o analizie empirycznej, w której wykorzystał cykl odchyłeń (filtr HP) dla wielkości produkcji przemysłowej w państwach Grupy Wyszehradzkiej. Z kolei dr Jacek Bednarz (Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II) w referacie *Badanie procesów ekonomicznych w ujęciu względnym — przypadek rentowności* omówił aspekty pomiaru rentowności w przedsiębiorstwie.

Na sesji 2B, której przewodniczył dr hab. Jerzy Marzec, prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, poruszano problematykę stosowania metod ilościowych w analizach efektywności. Mgr Agnieszka Tekień (SGGW) wygłosiła referat *Behavioral economics tools: conjoint analysis and segmentation vs declarative responses. Analysis based on animal origin products*, w którym ustalała różnice pomiędzy odpowiedziami deklarowanymi przez respondentów w kwestionariuszu i preferencjami, które wpływają na decyzję o zakupie żywności ekologicznej. Autorka przeprowadziła badanie za pomocą analizy *conjoint choice-based* (CBC). Dr Andrzej Szuwarzyński (Politechnika Gdańska) w pracy *Ocena efektywności działalności badawczo-rozwojowej w krajach OECD* zaproponował model DEA umożliwiający ocenę efektywności działalności badawczo-rozwojowej w krajach OECD, przyjmując powszechnie stosowane rezultaty uzupełnione o liczbę doktoratów z nauk ścisłych i technicznych oraz inny niż powszechnie stosowany zestaw nakładów, tj.: liczba absolwentów studiów po kierunkach ścisłych i technicznych, udział osób z wykształceniem wyższym, udział zatrudnionych w usługach intensywnie wykorzystujących wiedzę i udział firm współpracujących z instytucjami badawczymi. Analizę struktury systemu finansowania w kontekście wskaźników skuteczności systemów opieki zdrowotnej przeprowadziła dr Justyna Kujawska (Politechnika Gdańska) w trakcie wystąpienia *Wpływ struktury finansowania na efektywność systemów opieki zdrowotnej w krajach byłego bloku wschodniego*. Autorka wykorzystała dane WHO dla 28 krajów byłego bloku wschodniego z lat 2000 i 2013 oraz zastosowała modele DEA zorientowane na wejścia. Wyniki pozwoliły ustalić ranking badanych krajów na podstawie kryterium minimalizacji nakładów ponoszonych bezpośrednio przez pacjentów. Oceny efektywności technicznej nadleśnictw z zastosowaniem nieparametrycznej metody DEA dokonali dr Artur Prędko (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) oraz inż. Wojciech Młynarski (Instytut Badawczy Leśnictwa w Warszawie) w pracy *Zastosowanie metody DEA w ocenie efektywności gospodarowania nadleśnictw*. Badania przeprowadzili w czterech regionalnych dyrekcjach Lasów Państwowych (Wrocław, Ka-

towice, Kraków i Krosno), grupując nadleśnictwa pod kątem zbliżonych typów siedliskowych lasu. Pozwoliło to na uwzględnienie postulatu jednorodności technologicznej.

W drugim dniu konferencji odbyło się 6 sesji tematycznych.

Sesji 3A przewodniczył prof. dr hab. Janusz Wywiół (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) i omawiano na niej aspekty obliczeniowe wybranych metod. Dr hab. Barbara Kowalczyk, prof. SGH, w referacie *Porównanie frakcji cechy drażliwej w dwóch populacjach przy zastosowaniu eksperymentu z cechą kontrolną o rozkładzie Poissona lub ujemnym dwumianowym* skupiła uwagę na możliwości porównywania frakcji cechy drażliwej w dwóch populacjach przy zastosowaniu zaproponowanej techniki, w której zmienna drażliwa będąca przedmiotem zainteresowania ma charakter ukryty. Autorka wyznaczyła asymptotyczne funkcje mocy odpowiednio skonstruowanych testów i niezbędne wielkości próby oraz przeprowadziła szeroką analizę numeryczną, aby zilustrować implikacje, jakie niesie za sobą badanie metodą pośrednią i wnioskowanie na podstawie zmiennej ukrytej. W referacie *Wpływ nierównomierności wypełnienia tablicy dwudzielczej większej niż 2×2 na wartość krytyczną statystyki testowej* dr Piotr Sulewski (Akademia Pomorska) badał tablice dwudzielcze średnich rozmiarów i zdefiniował miarę nierównomierności. Analiza wyników modelowania statystycznego ujawniła, że nawet gdy H_0 jest słuszna, rozkład statystyki testowej w istotny sposób zależy od nierównomierności wypełnienia tablicy dwudzielczej. Model S. L. Hestona wyceny opcji ze stochastyczną zmiennością analizował dr Arkadiusz Orzechowski (SGH) w referacie *Wycena opcji za pomocą modelu S. L. Hestona — analiza dokładności obliczeniowej*. Autor wykonał działania zmierzające do wyprowadzenia formuły pozwalającej określić wartość teoretyczną kontraktów — opcji *call* i *put*. Następnie sprawdził wpływ zwiększenia precyzji obliczeniowej wynikającej z uwzględnienia kolejnych rozwinięć szeregu Taylora na wynik końcowy wyceny. W pracy *Układy równań liniowych o rozmytych parametrach i metody ich rozwiązywania na przykładzie modelu równowagi częściowej* dr Dariusz Kacprzak (Politechnika Białostocka) zaprezentował model równowagi częściowej dla dwóch dóbr, który prowadzi do układu równań liniowych. Rozwazał układy równań liniowych o parametrach reprezentowanych za pomocą wypukłych liczb rozmytych (CFN) oraz za pomocą skierowanych liczb rozmytych (OFN).

Sesji 3B, poświęconej stosowaniu metod ilościowych w analizach finansowych, przewodniczył dr hab. Wiesław Szczesny, prof. SGGW. Na początku wystąpili goście z zagranicy — prof. Thathaiah Mallikarjunappa oraz Mahato Hiralal z Mangalore University w Indiach. Prof. Thathaiah Mallikarjunappa wygłosił dwa referaty: *Can Fama And French Factors explain the returns of portfolios formed on the basis of book to equity?* oraz *Lead-Lag Relationship between the Spot and Futures Market in India*. Autor podjął próbę wykazania użyteczności modelu Famy i Frencha w wycenie kapitałowej oraz zbadał relację pomiędzy rynkami obrotu akcją *spot* i *futures* w Indiach, stosując m.in. test Phillipsa-Perrona oraz test przyczynowości Granger'a.

W opracowaniu *Inwestowanie a płynność rynku finansowego* dr Marek Kociński (SGGW) omówił modele służące do pomiaru płynności rynku finansowego i przedstawił, w jaki sposób ilościowy model kosztów transakcji może być wykorzystany w podjęciu decyzji na rynku akcji. Dr Katarzyna Czech (SGGW) w wystąpieniu na temat *Niezabezpieczony parytet stóp procentowych na rynku PLN/JPY. Model przełącznikowy typu Markowa* sprawdzała, czy poziom zmienności na rynku walutowym ma wpływ na kierunek relacji między stopami procentowymi w Polsce i Japonii a przyrostem kursu walutowego PLN/JPY. Badania wykonała przy użyciu modelu przełącznikowego typu Markowa dla danych obejmujących okres od stycznia 2000 r. do grudnia 2015 r. Dr Marcin Topolewski (SGH) wykazał w referacie *Optymalizacja elastyczności całkowitej systemu bonus-malus*, że dla stosunkowo małych systemów nie jest możliwe osiągnięcie zadowalającego poziomu elastyczności globalnej dla tego konkretnego kryterium obliczania składek, nawet dla najostrzejszych reguł przejścia, z powodu niewystarczającej rozpiętości składek. Ponadto zwrócił uwagę, iż w niektórych przypadkach oryginalna miara elastyczności globalnej nie odzwierciedla odpowiednio właściwości systemu, a miary alternatywne wydają się być bardziej adekwatne. Oceną wyników inwestycyjnych osiągniętych przez 14 otwartych funduszy emerytalnych, funkcjonujących na polskim rynku kapitałowym w latach 2012–2015, zajęli się dr Andrzej Karpio i dr Dorota Żebrowska-Suchodolska (SGGW). W wystąpieniu *Efektywność inwestycyjna polskich funduszy emerytalnych w okresie zmian zasad prawnych* starali się udzielić odpowiedzi dotyczącej efektywności inwestycyjnej funduszy tuż przed i tuż po wprowadzeniu zmian prawnych w 2014 r. W badaniach wykorzystali współczynniki: Beta, Information Ratio, Sharpe'a-Izraelsena, Calmara, Omega, UPR oraz indeks TBSP, który został wybrany jako benchmark rynkowy.

Sesji 3C poświęconej metodom ilościowym w analizach regionalnych przewodniczył dr hab. Zbigniew Binderman, prof. Państwowej Wyższej Szkoły Zawodowej w Gorzowie Wielkopolskim. Analizę zróżnicowań regionalnego dochodu na mieszkańca oraz konwergencji regionalnej w Polsce w podregionach (NUTS3), po skorygowaniu wartości PKB z wykorzystaniem danych o dojazdach do pracy, przeprowadził dr Piotr Wójcik (Uniwersytet Warszawski) w opracowaniu *Dojazdy do pracy a konwergencja regionalna w Polsce*. Wykorzystał w nim dane GUS o przepływach ludności związanych z zatrudnieniem w gminach do obliczenia skorygowanych wielkości PKB *per capita* dla podregionów w okresie 2000–2012. W analizie konwergencji zastosował klasyczne podejścia typu *beta* oraz *sigma* oraz alternatywne, umożliwiające analizę pełnego rozkładu (macierze przejścia, estymacja jądrowa). Z kolei mgr Michał Kościółek (Politechnika Rzeszowska) w referacie *Badanie przestrzennego zróżnicowania poziomu innowacyjności w Polsce z wykorzystaniem analizy dyskryminacyjnej* omówił problematykę przestrzennego zróżnicowania innowacyjności w Polsce w ujęciu regionalnym. Stosując wielowymiarową analizę dyskryminacyjną zbadał i ocenił dysproporcje występujące w innowacyjności w województwach.

Na sesji 4A rozważano teorię wybranych metod ilościowych, a przewodniczył jej prof. dr hab. Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki). Prof. Janusz Wywiół, omawiając temat *Plany losowania prób zależne od statystyk pozycyjnych cechy dodatkowej*, przedstawił propozycje warunkowego planu losowania proporcjonalnego do wartości pary statystyk pozycyjnych, który przy dodatkowych założeniach daje prawdopodobieństwo inkluzji, proporcjonalne do wartości cechy dodatkowej. W referacie *Analiza wybranych nieparametrycznych i semiparametrycznych metod estymacji kwantyli* dr hab. Dorota Pekasiewicz (Uniwersytet Łódzki) rozważała wybrane metody przedziałowej estymacji kwantyli, w tym mediany, decyli i kwantyli wyższych rzędów. Z kolei bayesowską estymację oraz predykcję modeli klasy GARCH-NIG dla wybranych szeregów czasowych stóp zwrotu indeksów giełdowych oraz kursów walutowych przedstawił dr Jacek Kwiatkowski (Uniwersytet M. Kopernika w Toruniu) w pracy *Bayesowska analiza modeli GARCH z warunkowym rozkładem NIG*. Dodatkowo porównał moc wyjaśniającą tych modeli z modelami klasy GARCH z rozkładem warunkowym t-Studenta.

Sesji 4B, o metodach ilościowych w analizach rynku kapitałowego, przewodniczył dr hab. Stanisław Gędek, prof. Politechniki Rzeszowskiej. Analizę wahań cen akcji spółek notowanych na GPW w Warszawie w czasie bessy w 2011 r. i w dwóch kolejnych latach przeprowadziły dr hab. Iwona Markowicz oraz dr hab. Beata Bieszk-Stolorz i przygotowały referat *Modele analizy trwania w ocenie sektorów spółek giełdowych*. W badaniu autorki wykorzystały model logitowy oraz model regresji Coxa. Z kolei dr Lech Zaręba (Uniwersytet Rzeszowski) w pracy *Porównanie dynamiki zmian wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w latach 2010–2014 na przykładzie trzech sektorów bankowych w Polsce* przeanalizował i porównał na podstawie danych KNF (2010–2014) trendy określające udział wymogów kapitałowych związanych z ryzykiem operacyjnym w funduszach podstawowych. Celem wystąpienia dr Barbary Fury (Uniwersytet Rzeszowski) na temat *Zależność ryzyko—dochód wybranych spółek odpowiedzialnych społecznie* było obserwowanie relacji: większa stopa zwrotu—większe ryzyko, na przykładzie 23 spółek akcyjnych spełniających wymagania RESPECT Index przez 80 miesięcy (od 19.11.2009 r. do 31.05.2016 r.). Dr Zuzanna Rzeszółko (Uniwersytet Przyrodniczo-Humanistyczny w Siedlcach) w referacie *Analiza właściwości fraktalnych szeregów czasowych wybranych indeksów giełdowych* zastosowała wybrane metody analizy danych eksperymentalnych do identyfikacji chaosu deterministycznego w szeregach czasowych notowań wybranych indeksów giełdowych. Autorka zwróciła uwagę na istotność właściwego doboru przesunięcia czasowego dla poprawności wyników analizy fraktalnej.

Sesji 4C, poświęconej zastosowaniu metod ilościowych w analizach gospodarczych, przewodniczył prof. Bolesław Borkowski. Niezwykle istotną problematykę poruszyła mgr Elżbieta Szaruga (Uniwersytet Szczeciński) omawiając temat *Identyfikacja i analiza makroekonomicznych uwarunkowań energochłonności transportu lądowego*. Z kolei dr Dominik Kręzołek (Uniwersytet Ekono-

miczny w Katowicach) podjął się oceny wpływu skośności rozkładu prawdopodobieństwa na ocenę poziomu ryzyka inwestycji podejmowanych na rynku metali. W pracy *Skośność rozkładu a estymacja kwantylowych miar ryzyka — przypadek rynku metali* zastosował kwantylowe miary ryzyka, m.in. wartość zagrożoną oraz warunkową wartość zagrożoną przy wykorzystaniu teoretycznych rozkładów prawdopodobieństwa. Dr hab. Joanna Landmesser (SGGW) oraz dr hab. Dariusz Błaszczuk, prof. Akademii Finansów i Bankowości Vistula, wybrali do prezentacji poziomy stóp: wzrostu PKB ($r(PKB)$), inflacji (HCPI) oraz bezrobocia (HUNR) do oszacowania modeli VAR, dla każdego kraju OECD na podstawie danych kwartalnych z lat 1990—2015, omawiając *Modele VAR celów polityki gospodarczej krajów OECD w latach 1990—2015*. Dr hab. Viktor Shevchuk, prof. Politechniki Krakowskiej, przedstawił z kolei temat *Mechanizmy wpływu działań oszczędnościowych w Niemczech na gospodarkę krajów Europy Środkowej i Wschodniej*, gdzie wykazał, na podstawie oszacowań VAR z wykorzystaniem danych kwartalnych z okresu lat 2003—2015, że korzystny nie-Keynesowski wpływ działań oszczędnościowych w Niemczech na wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej jest realizowany głównie przez zwiększenie inwestycji.

Na ostatniej sesji, której przewodniczył prof. Wojciech Zieliński, wygłoszono dwa referaty. Dr hab. Agata Boratyńska, prof. SGH, wygłaszając referat *Predykcja rezerw IBNR w oparciu o indywidualne współczynniki rozwoju* przedstawiła metody predykcji oparte na indywidualnych współczynnikach szkód: łańcuchową (*chain ladder*) i Bornhuetter-Fergusona oraz zastosowanie modelu lognormalnego i Buhlmann-Strauba (predyktory *credibility*). W analizach zastosowała model bayesowski, wykorzystujący wykładnicze rodziny z kwadratową funkcją wariancji. Z kolei prof. Czesław Domański omawiając temat *Testy oparte na próbach nieprostych* zwrócił uwagę na fakt, iż w przeprowadzonym badaniu dla próby nieprostej (losowanie zależne) klasyczny test zgodności χ^2 podawał na ogół w rozważanych przypadkach niewłaściwe wskazanie weryfikacji hipotezy. Najczęściej w losowaniu bez zwracania rzeczywisty błąd pierwszego rodzaju znacznie przewyższał przyjęty poziom istotności α . Zatem autor wyraził pogląd, iż niektóre postulaty wielu autorów dotyczące zasad stosowania testu zgodności χ^2 powinny być zweryfikowane.

Podsumowania XVII konferencji *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, w imieniu Komitetu Naukowego, dokonał prof. dr hab. Bolesław Borkowski. Dziękując wszystkim za udział w obradach poinformował, że XVIII konferencja MIBE odbędzie się w czerwcu 2017 r. w SGGW przy ul. Nowoursynowskiej 159 w Warszawie.

Wydawnictwa GUS — wrzesień 2016 r.

Z wrześniowej oferty edytorskiej GUS warto zwrócić uwagę na publikację „**Wskaźniki zielonej gospodarki w Polsce**”, która jest pierwszym wydawnictwem podającym mierniki służące do monitorowania stanu gospodarki, wspierającej wzrost i rozwój gospodarczy, przy jednoczesnym utrzymaniu dostępu do kapitału naturalnego i usług ekosystemowych. Opracowanie powstało we współpracy Urzędu Statystycznego w Białymstoku z GUS.



Zasadniczą część publikacji poprzedzono wprowadzeniem do problematyki zielonej gospodarki. W części analitycznej skoncentrowano się na charakterystyce wskaźników, które mogą stanowić podstawę do oceny stanu gospodarki przyjaznej środowisku naturalnemu. Zostały one ujęte w czterech podstawowych tematach: kapitał naturalny, środowiskowa efektywność produkcji, środowiskowa jakość życia ludności oraz polityki gospodarcze i ich następstwa. Uzupełnieniem są wskaźniki kontekstowe, będące źródłem podstawowych informacji o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju. W zakresie metodologii badania wykorzystane zostały głównie propozycje OECD, jak również doświadczenia różnych krajów, w tym: Czech, Holandii, Niemiec, Słowenii i Słowacji. Opisano również nowe miary, które przy

uwzględnieniu uwarunkowań Polski pozwalają na pełniejszą ocenę stopnia zazielenienia gospodarki. Zawarty w publikacji zestaw wskaźników nie wyczerpuje tej problematyki i będzie podlegał ewaluacji wraz z pojawianiem się nowych zjawisk i metod oceny, a także zmian w zakresie dostępności danych. Zaproponowane miary obejmują, oprócz informacji pochodzących ze statystyki publicznej, także dane różnych instytucji krajowych oraz międzynarodowych.

Publikację wydano w języku polskim, dostępna jest również w zasobach internetowych statystyki publicznej.

We wrześniu br. ukazały się także: „Bezrobocie rejestrowane. I—II kwartał 2016 r.”, „Biuletyn Statystyczny Nr 8/2016”, „Budownictwo mieszkaniowe I—II kwartał 2016 r.”, „Budżety gospodarstw domowych w 2015 r.”, „Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — lipiec 2016 r.”, „Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2015 r.”, „Handel zagraniczny. I—VI 2016 r.”, „Informacja o sytuacji osób starszych na podstawie badań Głównego Urzędu Statystycznego”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w sierpniu 2016 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 2/2016”, „Kultura w 2015 r.”, „Łączność — wyniki działalności w 2015 r.”, „Nakłady i wyniki przemysłu w I—II kwartale 2016 r.”, „Poland Quarterly Statistics No. 2/2016”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w sierpniu 2016 r.”, „Produkt krajowy brutto — Rachunki regionalne w 2014 r.”, „Rynek wewnętrzny w 2015 r.”, „Sytuacja makroekonomiczna w Polsce na tle procesów w gospodarce światowej w 2015 r.”, „Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I—VI 2016”, „Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I półroczu 2016 r.” oraz „Wiadomości Statystyczne nr 9 (664)”.

Oprac. Justyna Gustyn

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - 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 zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli Autora.

Informacje dotyczące przysyłania artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim. Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.
- Prosimy również o podawanie słów kluczowych, w języku polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu warunku przesłania przez Autora oświadczenia.
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub **e.grabowska@stat.gov.pl** lub tel. 22 608-32-25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy wykonać według stylu APA.

Zasady przywoływania pracy w tekście:

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

Przykład zapisu:

Jak stwierdza Iksiński (2001)...

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

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

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

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

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

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

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

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

Kolejne przywołania:

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

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

Przykład zapisu:

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

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

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

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

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

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

Przykład zapisu:

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

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

15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania.

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

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

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

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

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

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

EDUKACJA STATYSTYCZNA

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

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

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