

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
MARZEC 2018

Nr **3** (682)

100^{lat}  GUS



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
MARZEC 2018

Nr **3** (682)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpień-Wolan (redaktor naczelny), dr hab. Andrzej Młodak (zastępca redaktora naczelnego), mgr Renata Bielak, dr Jacek Kowalewski, dr Jan Kubacki, mgr Władysław Wiesław Łagodziński, dr Grażyna Marciński, 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 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. 347, tel. 22 608 32 25

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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 Gorczyca, 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

- Joanna M. Landmesser, Dominika M. Urbańczyk* — Dekompozycja nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn z konstrukcją rozkładu kontrfaktycznego za pomocą funkcji hazardu **5**

STATYSTYKA W PRAKTYCE

- Hanna Dudek* — Zastosowanie beta regresji w modelowaniu wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w krajach Unii Europejskiej **24**
- Marta Hozer-Koćmiel* — Ocena rozwoju społeczno-ekonomicznego województw za pomocą HDI **40**
- Nataliia Chugaievska, Tomasz Tokarski* — Wpływ zmian PKB na przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia na Ukrainie **50**

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

- Aneta Becker* — Wykorzystanie technologii informacyjno-telekomunikacyjnych w przedsiębiorstwach w ujęciu wojewódzkim **69**

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

- Wydawnictwa GUS — luty 2018 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) **83**
- Do Autorów **85**

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

- Joanna M. Landmesser, Dominika M. Urbańczyk* — Decomposition of gender pay gap by means of counterfactual distribution construction using hazard functions **5**

STATISTICS IN PRACTICE

- Hanna Dudek* — The use of beta regression in the modelling of severe material deprivation indicator in the European Union countries **24**
- Marta Hozer-Koćmiel* — Evaluation of socio-economic development of voivodships using HDI **40**
- Nataliia Chugaievska, Tomasz Tokarski* — Influence of GDP changes on the spatial variation of unemployment in Ukraine **50**

STATISTICS IN INFORMATION SOCIETY

- Aneta Becker* — Use of information and communication technologies in enterprises in voivodship terms **69**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

- Publications of Statistics Poland — February 2018 (by *Justyna Gustyn*) ... **83**
- For the Authors **85**

STUDIA METODOLOGICZNE

Joanna M. LANDMESSER
Dominika M. URBAŃCZYK

Dekompozycja nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn z konstrukcją rozkładu kontrafaktycznego za pomocą funkcji hazardu¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest przeprowadzenie dekompozycji nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce wzdłuż całego ich rozkładu, na podstawie „Europejskiego badania dochodów i warunków życia” (EU-SILC) w roku 2014. W badaniu wykorzystano możliwość oszacowania warunkowej funkcji rozkładu za pomocą elastycznych modeli hazardu ze zmiennymi objaśniającymi. Zastosowane podejście pozwoliło na wyjaśnienie struktury nierówności dochodowych pomiędzy dwiema badanymi grupami osób oraz na wyprowadzenie wniosków dotyczących wpływu indywidualnych cech osób na obserwowane różnice.*

Zaobserwowano, że wraz ze wzrostem płac zwiększały się nierówności w zarobkach kobiet i mężczyzn. Rozmiar oraz udział części niewyjaśnionej przez model rosła dla coraz wyższych grup dochodowych, natomiast część wyjaśnioną charakteryzowały wartości ujemne. Świadczy to o tym, że kobiety mają cechy bardziej poszukiwane przez pracodawców.

Słowa kluczowe: luka płacowa, dekompozycja nierówności dochodowych, funkcja hazardu.

JEL: J31, D31

Zróznicowanie wynagrodzeń ze względu na płeć pracowników jest nie tylko jednym z głównych problemów polityki zatrudnienia, lecz także ważnym zagadnieniem w kontekście nowoczesnego zarządzania przedsiębiorstwem. Różnice

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. *Statystyczny pomiar jakości życia w układach regionalnych i krajowych. Dylematy i wyzwania*, która odbyła się 2 i 3 października 2017 r. w Chęcinach.

pomiędzy zarobkami kobiet i mężczyzn na równorzędnych stanowiskach nabierają również szczególnego znaczenia w świetle polityki równych szans promowanej przez Unię Europejską (UE) (Kalinowska-Nawrotek, 2004; Śliwicki, 2015; Zwiech, 2010).

W literaturze przedmiotu, zarówno światowej, jak i polskiej, można znaleźć wiele opracowań dotyczących badań dysproporcji w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn (Ciesielska, 2007; Grajek, 2001; Kalinowska-Nawrotek, 2004; Landmesser, 2013; Łopatka, 2015; Rokicka i Ruzik, 2010; Zwiech, 2010). Wynika to z faktu, że wskaźnikami przejrzystości obrazującymi nierówność płci na rynku pracy są głównie te związane z poziomem płac. Różnicę wynagrodzeń kobiet i mężczyzn najczęściej przedstawia się w postaci względnej w stosunku do wynagrodzeń mężczyzn z wykorzystaniem średnich stawek godzinowych (*gender pay gap*) (Śliwicki, 2015).

W kontekście rozkładów różnic wynagrodzeń pomiędzy płciami wyróżniane są zjawiska określane takimi terminami, jak *szklany sufit* (*glass ceiling*) i *lepka podłoga* (*sticky floor*) (Ciesielska, 2007; Kalinowska-Nawrotek, 2004). W pierwszym przypadku chodzi o znacząco wyższe zarobki mężczyzn na wysokich stanowiskach, natomiast w drugim — o występowanie niezależnej od stanowiska niekorzystnej dla kobiet różnicy w stawkach płac.

Zjawisko nierówności płci na rynku pracy było obserwowane w naszym kraju zarówno przed transformacją ustrojową, jak i później. Warto zaznaczyć, że różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn przed rokiem 1989 były raczej stabilne, natomiast po wprowadzeniu gospodarki rynkowej sytuacja zaczęła się dynamicznie zmieniać. Początkowo obserwowano wzrost rozpiętości wynagrodzeń, a pod koniec lat 90. XX wieku pojawił się trend zniżkowy (Ciesielska, 2007). Niemniej jednak, pomimo zapisów w Kodeksie pracy gwarantujących równość wynagrodzeń (k.p. art. 18^{3c} § 1: *Pracownicy mają prawo do jednakowego wynagrodzenia za jednakową pracę lub za pracę o jednakowej wartości*), problem ten jest na polskim rynku pracy wciąż aktualny. W ostatnich latach notowano nawet wzrost zróżnicowania przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto (Łopatka, 2015).

Badania prowadzone przez GUS pokazują, że przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (dla mężczyzn — 4481,75 zł, dla kobiet — 3717,57 zł) oraz mediana wynagrodzeń miesięcznych brutto (dla mężczyzn — 3486,00 zł, dla kobiet — 3100,00 zł) są znacząco niższe w przypadku kobiet (GUS, 2016a). Dotyczy to wszystkich grup zawodowych, choć obserwuje się różne rozkłady różnic. Największą dysproporcją charakteryzowała się grupa „robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy”, a najmniejszą „pracownicy biurowi”. Warto również zwrócić uwagę na sytuację w grupie „przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy”, w której ze względu na wysokie stawki wynagrodzeń bezwzględna różnica w zarobkach kobiet i mężczyzn jest znacząca (GUS, 2016b).

W Polsce badania mające na celu wyjaśnienie zróżnicowania wysokości zarobków kobiet i mężczyzn prowadzono głównie z wykorzystaniem metody dekompozycji dla średnich (metoda Oaxaca-Blindera) (Kot, Podolec i Ulman, 1999; Słoczyński, 2012). Pozwalają one na poznanie charakteru dysproporcji płciowej dotyczącej średniego poziomu płac. W większości przypadków wyniki potwierdzają hipotezę o dyskryminacji płacowej kobiet, aczkolwiek można znaleźć opracowania kwestionujące zasadność tej tezy (Kot i in., 1999). Interesujące

wyniki otrzymał Śliwicki (2015), który badał rozkład geograficzny zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce. Należy jednak mieć świadomość niedoskonałości takich analiz, wynikającej z uwzględniania wyłącznie średniego poziomu płac, a także dużego znaczenia niewyjaśnionego składnika zróżnicowania wysokości zarobków.

Podczas dekomponowania różnic między dwiema dystrybuantami zachodzi potrzeba skonstruowania rozkładu kontrfaktycznego, stanowiącego mieszaną warunkowego rozkładu zmiennej zależnej oraz rozkładu zmiennych objaśniających. Najpopularniejsze sposoby konstrukcji rozkładów kontrfaktycznych pochodzą z następujących prac: Juhn, Murphy i Pierce (1993) (poprzez imputacje reszt), DiNardo, Fortin i Lemieux (1996) (poprzez współczynnik ważący), Machado i Mata (2005) (na podstawie szacowania regresji kwantylowych), Firpo, Fortin i Lemieux (2009) (z zastosowaniem metody RIF-regresji, czyli zdecentrowanej funkcji wpływu)².

Wśród polskich opracowań tylko nieliczne wykraczają poza dekompozycję różnic dotyczących średniego poziomu wynagrodzeń. Grajek (2003) wykorzystał dekompozycję Juhna, Murphy'ego i Pierce'a (1993) i wykazał gwałtowny wzrost dysproporcji pomiędzy zarobkami kobiet i mężczyzn bezpośrednio po transformacji ustrojowej w 1989 r. Na uwagę zasługuje też praca Rokickiej i Ruzik (2010), które zauważyły, że w przypadku legalnej formy zatrudnienia różnice wysokości wynagrodzeń są większe w górnej części rozkładu, natomiast odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku pracowników niezarejestrowanych. Landmesser, Karpio i Łukasiewicz (2015) oraz Landmesser (2016) zaproponowali podejście polegające na wykorzystaniu techniki Machado-Mata do konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego.

Celem niniejszego artykułu jest przeprowadzenie dekompozycji nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce wzdłuż całego ich rozkładu, na podstawie danych z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia* (EU-SILC — European Union Statistics on Income and Living Conditions) za rok 2014³. Zastosowanie w analizie podejścia pozwalającego na wyjaśnienie nierówności pomiędzy badanymi grupami wzdłuż rozkładu dochodów pozwoliło na dokładniejsze poznanie struktury dysproporcji w wysokości zarobków oraz sformułowanie interesujących wniosków. Punkt wyjścia dla przyjętej metody badawczej stanowiły prace Donalda, Greena i Paarscha (1995, 2000).

METODA ANALIZY

Sposoby dekompozycji nierówności płacowych

Zastosowanie popularnej metody dekompozycji Oaxaca-Blindera, polegającej na rozkładzie zróżnicowania wartości zmiennej objaśnianej Y (np. dochodu) pomiędzy dwiema grupami (np. grupą mężczyzn M i grupą kobiet K) na podstawie danego zbioru predyktorów X , pozwala wyjaśnić występowanie różnic wartości oczekiwanej Y dla porównywanych grup (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973).

² Obszerny przegląd stosowanych metod można znaleźć w pracy Fortin, Lemieux i Firpo (2010).

³ W Polsce badanie jest prowadzone przez GUS.

Zakładamy, że zmienną Y w każdej z grup można modelować jako liniową funkcję zmiennych objaśniających X , co może być przedstawione jako $y_g = X_g\beta_g + v_g$, $g = M, K$. Różnicę wartości oczekiwanych Y pomiędzy grupami M i K można wtedy zapisać następująco:

$$\begin{aligned} \Delta^\mu &= E(y_M) - E(y_K) = E(X_M\hat{\beta}_M) - E(X_K\hat{\beta}_K) = \bar{X}_M\hat{\beta}_M - \bar{X}_K\hat{\beta}_K = \\ &= \bar{X}_M\hat{\beta}_M - \bar{X}_M\hat{\beta}_K + \bar{X}_M\hat{\beta}_K - \bar{X}_K\hat{\beta}_K = \bar{X}_M(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K) + (\bar{X}_M - \bar{X}_K)\hat{\beta}_K \end{aligned} \quad (1)$$

Wyrażenie $\bar{X}_M(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K)$ jest efektem różnic w wartościach oszacowanych parametrów (tzw. efekt niewyjaśniony, efekt dyskryminacji — *unexplained, wage structure effect*). Natomiast składnik $(\bar{X}_M - \bar{X}_K)\hat{\beta}_K$ to różnica potencjałów w obu grupach, wynikająca z różnych cech osób tworzących te grupy (tzw. efekt wyjaśniony — *explained, composition effect*).

Powyższa metoda dekompozycji odnosi się do średnich wartości zmiennej objaśnianej (jest to jej wada), jednak może zostać uogólniona na przypadek różnic wzdłuż rozkładów tej zmiennej w obu grupach. W szczególności, jeśli wpływ zmiennych objaśniających X byłby różny wzdłuż całego rozkładu zmiennej Y , to uogólnienie metody umożliwiłoby wyjaśnienie sytuacji, w których np. zmiana płacy minimalnej wpływa tylko na dolny kraniec rozkładu, zmiany sposobu wynagrodzeń menedżerów wpływają na górny kraniec rozkładu, a nierówności płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami są różne na krańcach rozkładów.

Niech $F_{Y_g}(y)$ będzie dystrybuantą zmiennej Y w grupie g . Można ją wyrazić za pomocą warunkowej funkcji rozkładu $F_{Y_g|X_g}(y|X)$ oraz łącznej funkcji rozkładu $F_{X_g}(X)$ dla elementów zbioru X w grupie g :

$$F_{Y_g}(y) = \int F_{Y_g|X_g}(y|X) \cdot dF_{X_g}(X) \quad g = M, K \quad (2)$$

Aby uogólnić podejście polegające na dekompozycji nierówności na podstawie średnich, należy skonstruować tzw. rozkład kontrfaktyczny, czyli rozkład dochodów, który obowiązywałby dla osób z grupy K , jeśli miałyby one charakterystykę zgodną z rozkładem cech w grupie M . Wtedy definiując $F_{Y_K^c}(y) = \int F_{Y_K|X_K}(y|X) \cdot dF_{X_M}(X)$, otrzymujemy:

$$F_{Y_M}(y) - F_{Y_K}(y) = \underbrace{[F_{Y_M}(y) - F_{Y_K^c}(y)]}_{\text{efekt niewyjaśniony}} + \underbrace{[F_{Y_K^c}(y) - F_{Y_K}(y)]}_{\text{efekt wyjaśniony}} \quad (3)$$

Jak wspomniano, w literaturze przedmiotu można znaleźć liczne sposoby konstrukcji rozkładów kontrfaktycznych (DiNardo i in., 1996; Firpo i in., 2009; Juhn i in., 1993; Machado i Mata, 2005). W niniejszej pracy wykorzystano podejście podobne do przedstawionego w artykułach Donalda i in. (1995, 2000) oraz Brochu, Greena, Lemieux i Townsenda (2015). Polega ono na konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego poprzez estymację parametrycznego modelu wykładniczego hazardu stałego przedziałami.

Konstrukcja rozkładu kontrfaktycznego za pomocą funkcji hazardu

Rozkład wynagrodzeń można oszacować za pomocą modeli hazardu, ponieważ służą one do opisu rozkładu nieujemnych zmiennych losowych — czasu trwania. W tym wypadku jednak rolę takiej zmiennej przyjmuje nieujemna zmienna dotycząca wysokości wynagrodzenia. W takiej sytuacji funkcja przeżycia $S(y) = \Pr[Y \geq y]$ wyraża prawdopodobieństwo tego, że zarobki danej osoby będą wyższe lub przynajmniej równe poziomowi y .

Zaletą wyboru metody pośredniej estymacji rozkładu poprzez funkcję hazardu jest wyeliminowanie efektu obcięcia, dzięki czemu uzyskuje się możliwość lepszej identyfikacji czynników warunkujących postać badanego rozkładu zróżnicowania (Meyer, Wise, 1983). Na uwagę zasługuje także łatwość wprowadzania zmiennych objaśniających do modelu hazardu. Dodatkowo korzystną cechą estymacji z wykorzystaniem funkcji hazardu jest elastyczny wpływ zmiennych objaśniających na kształt rozkładu badanej cechy, tzn. podejście to pozwala zminimalizować ograniczenia narzucane na kształt funkcji dla dowolnych X . Istnieje również możliwość uwzględnienia różnego wpływu zmiennych niezależnych wzdłuż rozkładu. Warto zauważyć, że oszacowana tą metodą dystrybucja rozkładu z założenia jest zgodna i logiczna w sensie przyjmowania wartości z przedziału $(0, 1)$ (czego wymaga definicja dystrybucyjności). Stanowi to przewagę tej metody nad tradycyjnymi metodami estymacji kwantylowej (Brochu i in., 2015; Donald i in., 2000).

Niech zatem $F(y|X)$ będzie estymowaną dystrybucją rozkładu Y oraz niech $f(y|X)$ będzie funkcją gęstości tego rozkładu. Wówczas zachodzą związki:

$$f(y|X) = h(y|X)S(y|X) \quad F(y|X) = 1 - S(y|X) \quad (4)$$

gdzie: $h(y|X)$ — funkcja hazardu,
 $S(y|X)$ — funkcja przeżycia.

Ponadto $S(y|X)$ jest dobrze określona jako $S(y|X) = \exp\left(-\int_{y_0}^y h(u|X)du\right)$, gdzie y_0 to minimalna wartość Y (Donald i in., 2000). Równania te określają związek pomiędzy dystrybucją a funkcją hazardu, uzasadnione jest więc wykorzystanie estymacji funkcji $h(y|X)$ jako pośredniego etapu konstrukcji dystrybucyjności.

Często przyjmuje się parametryczny model hazardu wykładniczego, w którym funkcja $h(y|X)$ obiera postać:

$$h(y|X) = h_0(y) \exp(X\beta) \quad (5)$$

gdzie: $h_0(y)$ — hazard bazowy,
 β — współczynniki przy zmiennych objaśniających.

Wadą takiego podejścia jest stała postać hazardu bazowego wzdłuż całego rozkładu Y . W celu wyeliminowania tego ograniczenia można podzielić rozkład na skończoną liczbę rozłącznych przedziałów P oraz określić różne wartości parametrów β i hazardy bazowe w przedziałach (Brochu i in., 2015; Donald i in., 2000). Określając punkty podziału rozkładu wartości $y_0 = c_0 < c_1 < \dots < c_P = \infty$ oraz przyjmując za Meyerem (1990), że wpływ zmiennych objaśniających na fun-

kcję hazardu w każdym przedziale (c_{k-1}, c_k) , $k = 1, \dots, P$ jest stałą, można funkcję $h(y|X)$ wyrazić następująco:

$$h(y|X) = h_{0k}(y)\exp(X\beta_k) \quad \text{dla } y \in (c_{k-1}, c_k) \quad (6)$$

Z powyższych zależności wynika postać estymowanej funkcji przeżycia $\hat{S}(y|X)$ oraz estymowanej dystrybuanty $\hat{F}(y|X)$:

$$\hat{S}(y|X) = \exp \left[- \sum_{j=1}^{k-1} (c_j - c_{j-1}) h_{0j}(y) \exp(X\beta_j) - (y - c_{k-1}) h_{0k}(y) \exp(X\beta_k) \right] \quad (7)$$

dla $y \in (c_{k-1}, c_k)$

$$\hat{F}(y|X) = 1 - \hat{S}(y|X) \quad (8)$$

Dzięki wprowadzeniu odpowiednio dużej liczby przedziałów możliwe jest elastyczne określenie wpływu zmiennych objaśniających na postać dystrybuanty i funkcji gęstości wzdłuż rozkładu, co stanowi główną zaletę zastosowanego podejścia. Wariantem modelu hazardu wykładniczego stałego przedziałami jest model, w którym możliwe są różne hazardy bazowe w przedziałach oraz stałe wartości parametrów β wzdłuż osi Y :

$$h(y|X) = h_{0k}(y)\exp(X\beta) \quad \text{dla } y \in (c_{k-1}, c_k) \quad (9)$$

Opisane w artykule modelowanie rozkładu wynagrodzeń najpierw za pomocą funkcji (9), a następnie funkcji (6) oraz inny sposób definiowania punktów podziału rozkładu wartości Y stanowią o odmienności tego opracowania w porównaniu z pracami Donalda i współpracowników (1995, 2000).

W podobny sposób konstruuje się funkcję dystrybuanty rozkładu kontrafaktycznego uwzględnianej w równaniu (3). Pozwala to wyjaśnić różnicowania wartości Y pomiędzy dwiema grupami zgodnie z założeniami metody dekompozycji.

OPIS DANYCH WYKORZYSTANYCH W BADANIU

Omawiana analiza empiryczna opiera się na danych dla Polski pochodzących z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia* (EU-SILC)⁴ przeprowadzonego w 2014 roku. Badanie to ma na celu dostarczenie aktualnych i porównywalnych dla krajów UE (według zharmonizowanej metodologii) danych dotyczących dochodów, ubóstwa, wykluczenia społecznego i warunków życia. Próba badawcza składała się z 5177 obserwacji dla mężczyzn (52,27%) oraz 4727 dla kobiet (47,73%).

Każda osoba została scharakteryzowana za pomocą cech:

- *wiek* — wiek w latach;
- *wykszt* — zmienna porządkowa o wartościach od 1 do 5 (1 — wykształcenie podstawowe, 2 — zasadnicze zawodowe, 3 — średnie ogólnokształcące, 4 — policealne i średnie zawodowe, 5 — wyższe);

⁴ Dane uzyskano z Eurostatu w ramach wniosku projektowego nr 234/2016-EU-SILC.

- *malzonek* — zmienna 0-1 (1 — jest współmałżonek, 0 — nie ma współmałżonka);
- *latapracy* — staż pracy w latach;
- *niepełny* — zmienna 0-1 (1 dla pracowników zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu pracy);
- *kierownik* — zmienna 0-1 (1 dla pracowników zatrudnionych na stanowiskach kierowniczych).

Ograniczenie zbioru zmiennych objaśniających wynika z dostępnego zasobu informacji w bazie EU-SILC oraz możliwości estymacyjnych modeli (np. podjęto decyzję o nieuwzględnianiu szczegółowych grup zawodowych ze względu na dużą liczbę kategorii). Podstawową charakterystykę zawiera tabl. 1.

TABL. 1. STATYSTYKA OPISOWA DLA ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Zmienne	Mężczyźni	Kobiety
Średnia w latach		
<i>wiek</i>	42,07	42,36
<i>latapracy</i>	20,09	18,46
Udział w %		
<i>wykszt:</i> 1	4,91	3,89
2	1,45	0,55
3	68,57	47,32
4	2,55	7,91
5	22,52	40,32
<i>malzonek:</i> 0	28,47	30,40
1	71,53	69,60
<i>niepełny:</i> 0	95,69	89,91
1	4,31	10,09
<i>kierownik:</i> 0	81,32	84,26
1	18,68	15,74

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC za 2014 r.

Wynagrodzenia porównywano tylko w grupie osób mających status pracownika, czyli takich, których głównym źródłem utrzymania jest dochód z pracy na pełnej. Zestawiono roczne dochody netto kobiet i mężczyzn wyrażone w tys. euro (*annual net employee incomes*; utworzyły one zmienną *Y* o symbolu *dochod*). Rozumie się je jako całkowite wynagrodzenie wypłacane przez pracodawcę pracownikowi w zamian za pracę wykonywaną przez tego drugiego w ciągu jednego roku (wynagrodzenia wypłacane za czas przepracowany w pracy głównej i dowolnej innej pracy, wynagrodzenie za czas nieprzepracowany, stawki za nadgodziny, płatności na utrzymanie dzieci, płatności uzupełniające, np. „trzynastka”), pomniejszone o podatki oraz składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne. Statystykę opisową dla rocznych dochodów netto przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. STATYSTYKA OPISOWA DLA ROCZNYCH DOCHODÓW NETTO

Wyszczególnienie	Mężczyźni	Kobiety
Średnia w tys. euro	7165,94	5900,21
Odchylenie standardowe	5421,17	3933,75
Minimum	59,80	114,35
Maximum	85765,34	47647,41

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

WYNIKI ANALIZY

Dekompozycja nierówności metodą Oaxaca-Blindera

Przystępując do analizy nierówności dochodowych w pierwszej kolejności przeprowadzono dekompozycję Oaxaca-Blindera dla średniej różnicy wynagrodzeń. Jej wyniki zawiera tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI DEKOMPOZYCJI OAXACA-BLINDERA DLA ŚREDNIEJ RÓŻNICY WYNAGRODZEŃ

Wyszczególnienie	Wartości wyników dekompozycji
------------------	-------------------------------------

Podstawowa statystyka opisowa w tys. euro

Średnia dla <i>dochod</i> w grupie mężczyzn	7165,94
Średnia dla <i>dochod</i> w grupie kobiet	5900,21
Surowa luka	1265,73

Dekompozycja — część niewyjaśniona

Zagregowana: w liczbach bezwzględnych	1548,33
w %	122,33
Szczegółowa: <i>wiek</i>	-1064,14
<i>wykszt</i>	705,66
<i>malzonek</i>	725,03
<i>latapracy</i>	-280,40
<i>niepełny</i>	-85,53
<i>kierownik</i>	206,41
<i>cons</i>	1341,30

Dekompozycja — część wyjaśniona

Zagregowana: w liczbach bezwzględnych	-282,60
w %	-22,33
Szczegółowa: <i>wiek</i>	2,44
<i>wykszt</i>	-678,85
<i>malzonek</i>	22,73
<i>latapracy</i>	86,76
<i>niepełny</i>	183,89
<i>kierownik</i>	100,43
<i>cons</i>	0,00

Ź r ó d ł o: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata.

Zauważalne jest występowanie dodatniej różnicy pomiędzy średnimi wartościami dochodów mężczyzn i kobiet. Analizowane różnice dochodowe w 122,33% można przypisać współczynnikiem szacowanych modeli dla dochodów (część niewyjaśniona luki, negatywny efekt dyskryminacji ze strony rynku). Główną przyczyną obserwowanych nierówności jest różna „wycena” takich cech osób, jak wiek, wykształcenie i stan cywilny. Ponadto okazuje się, że różnice w dochodach tylko w $-22,33\%$ są wyjaśniane przez odmienne cechy osób. Ujemna wartość świadczy o tym, że cechy kobiet pozytywnie wpływają na ograniczenie nierówności płacowych. Zauważa się silny efekt wyższego poziomu wykształcenia kobiet (działa on redukująco na zidentyfikowaną nierówność) oraz powiększające powstałą lukę skutki zatrudniania w niepełnym wymiarze czasu pracy oraz na gorzej opłacanych stanowiskach kierowniczych.

Dekompozycja z wykorzystaniem modelu hazardu wykładniczego o różnym hazardzie bazowym w przedziałach i stałych parametrach β

W kolejnym kroku przeprowadzono dekompozycję różnic wynagrodzeń kobiet i mężczyzn wzdłuż ich całego rozkładu. Najpierw oszacowano dwie funkcje dystrybuanty dla wynagrodzeń w obu grupach osób. Wykorzystano w tym celu koncepcję modelowania hazardu z uwzględnieniem zmiennych objaśniających. Jako pierwszy zastosowano model hazardu wykładniczego, w którym założono różne hazardy bazowe w przedziałach oraz stałe wartości parametrów β wzdłuż osi Y (model opisany za pomocą równania (9)). Za punkty podziału rozkładu wartości y przyjęto 19 kolejnych kwantyli rzędu 0,05 dla wynagrodzeń w połączonej próbie (były to: 1698, 2590, 3262, 3487, 3717, 4074, 4335, 4677, 5046, 5432, 5718, 6274, 6778, 7170, 7923, 8692, 10006, 11598 i 14563). Oceny parametrów w oszacowanych modelach przedstawiono w tabl. 4.

Występujące w tabl. 4 symbole $tp1$ — $tp20$ dotyczą zmiennych zero-jedynkowych i oznaczają numery przedziałów, dla których oszacowano indywidualny hazard bazowy. Jego wartości, podane w kolumnach $\exp(\beta_{Mi})$ i $\exp(\beta_{Ki})$, są mniejsze od jedności i rosną wraz ze wzrostem dochodów, co oznacza coraz mniejsze narażenie na obniżanie się poziomu zarobków (ale w coraz słabszym tempie) przy rosnącej płacy, przy czym mężczyźni wystawieni są na mniejsze ryzyko w tym zakresie niż kobiety. W oszacowanym modelu hazardu $\hat{h}(y|X)$ dodatnie oceny parametrów zmiennych cech osób oznaczają, że wraz ze wzrostem wartości tych zmiennych dochodzi do wzrostu ryzyka, że wysokość zarobków spadnie poniżej poziomu y (odpowiednio, ujemne oceny dotyczą spadku ryzyka niezarobienia kwoty y wraz ze wzrostem wartości X). Przykładowo, im wyższe wykształcenie, tym mniejsze ryzyko utraty wynagrodzenia w dotychczasowej wysokości, przy czym dla kobiet efekt ten jest silniejszy, ponieważ $\exp(\beta_{M,wykszt}) > \exp(\beta_{K,wykszt})$. W przypadku mężczyzny fakt bycia żonatym w większym stopniu chroni przed spadkiem wysokości pensji niż w wypadku kobiety fakt bycia mężatką $\exp(\beta_{M,malzonek}) < \exp(\beta_{K,malzonek})$. Może to być jedna z przyczyn średnio niższych płac kobiet. Dłuższy staż pracy również zmniejsza ryzyko utraty wynagrodzenia w dotychczasowej wysokości. Z kolei osoby zatrudnione w niepełnym wymiarze czasu pracy są bardziej narażone na spadek wysokości zarobków, ale

tym razem silniejszy efekt występuje u mężczyzn. Poza parametrem zmiennej *wiek* w modelu dla kobiet wszystkie pozostałe parametry są statystycznie istotne.

TABL. 4. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELI HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANYCH ZA POMOCĄ RÓWNIANIA (9)

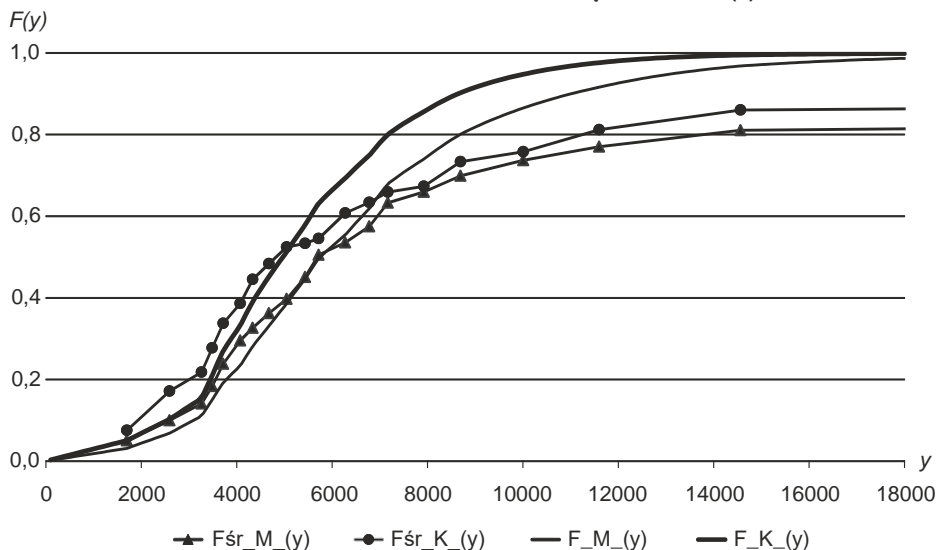
Zmienne Statystyka opisowa	Mężczyźni		Kobiety	
	β_{Mi}	$\exp(\beta_{Mi})$	β_{Ki}	$\exp(\beta_{Ki})$
<i>tp1</i>	-9,528	0,0001***	-8,119	0,0003***
<i>tp2</i>	-8,681	0,0002***	-7,388	0,0006***
<i>tp3</i>	-8,230	0,0003***	-7,071	0,0008***
<i>tp4</i>	-7,134	0,0008***	-5,805	0,0030***
<i>tp5</i>	-7,055	0,0009***	-5,680	0,0034***
<i>tp6</i>	-7,477	0,0006***	-6,037	0,0024***
<i>tp7</i>	-6,950	0,0010***	-5,665	0,0035***
<i>tp8</i>	-7,115	0,0008***	-5,798	0,0030***
<i>tp9</i>	-7,018	0,0009***	-5,787	0,0031***
<i>tp10</i>	-6,866	0,0010***	-5,604	0,0037***
<i>tp11</i>	-6,647	0,0013***	-5,368	0,0047***
<i>tp12</i>	-7,076	0,0008***	-5,754	0,0032***
<i>tp13</i>	-6,731	0,0012***	-5,546	0,0039***
<i>tp14</i>	-6,350	0,0017***	-5,153	0,0058***
<i>tp15</i>	-6,836	0,0011***	-5,470	0,0042***
<i>tp16</i>	-6,604	0,0014***	-5,299	0,0050***
<i>tp17</i>	-6,770	0,0011***	-5,380	0,0046***
<i>tp18</i>	-6,761	0,0012***	-5,335	0,0048***
<i>tp19</i>	-6,671	0,0013***	-5,268	0,0052***
<i>tp20</i>	-6,912	0,0010***	-5,572	0,0038***
<i>wiek</i>	0,015	1,0152***	-0,001	0,9994
<i>wykszt</i>	-0,345	0,7083***	-0,457	0,6329***
<i>malzonek</i>	-0,349	0,7053***	-0,072	0,9303**
<i>lataprac</i>	-0,026	0,9742***	-0,026	0,9744***
<i>niepełny</i>	1,147	3,1496***	0,947	2,5781***
<i>kierownik</i>	-0,565	0,5681***	-0,513	0,5986***
Liczba jednostek	5177		4727	
Liczba obserwacji	58143		45736	
lnL	-4074,36		-3448,63	

U w a g a. **, *** — istotność odpowiednio 5% i 1%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

W kolejnym kroku wyznaczono dwie dystrybuanty, korzystając ze wzorów (7) i (8): $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$. Każda z nich wyraża prawdopodobieństwo, że zmienna losowa opisująca wysokość wynagrodzenia przyjmie wartości mniejsze od określonego poziomu y (dla ustalonych wartości X i parametrów β). Na wyk. 1 przedstawiono ich przebiegi (są to krzywe: $F_{M_}(y)$ — przedstawiająca wartości $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ dla przeciętnego reprezentanta z grupy M , oraz $F_{K_}(y)$ — przedstawiająca wartości $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$ dla przeciętnej reprezentantki z grupy K). Relacja $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X) > \hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ dla każdego poziomu y świadczy o tym, że w przypadku przeciętnej kobiety zachodzi większe prawdopodobieństwo nieprzekroczenia poziomu płac y niż w przypadku przeciętnego mężczyzny, co oznacza, że przeciętne kobiety zarabiają mniej od przeciętnych mężczyzn.

WYKR. 1. DYSTRYBUANTY ROZKŁADU WYNAGRODZEŃ KOBIEI I MĘŻCZYŹN WYNIKAJĄCE Z MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNIANIA (9)



U w a g a. F — dystrybuanta dla jednostek przeciętnych, $F_{\text{śr}}$ — dystrybuanta uzyskana poprzez uśrednianie (zob. wyk. 2).

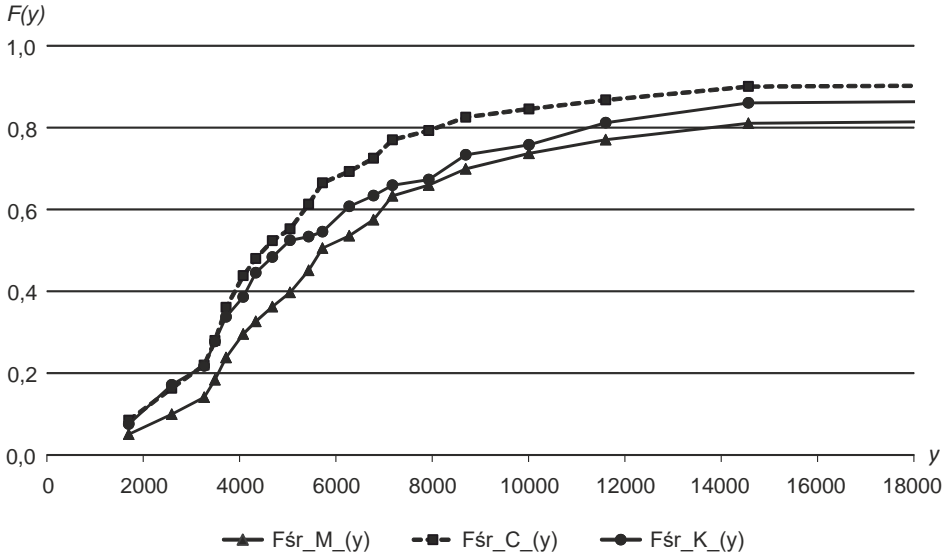
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W celu przeprowadzenia dekompozycji różnic wynagrodzeń wzdłuż rozkładu zgodnie ze wzorem (3) należało skonstruować rozkład kontrfaktyczny $F_{Y_K^C}(y) = \int F_{Y_K|X_K}(y|X) \cdot dF_{X_M}(X)$. Dystrybuantę kontrfaktyczną $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$ wyznaczono, ustalając najpierw rozkład dochodów, który obowiązywałby dla kobiet, gdyby miały one charakterystykę zgodną z rozkładem cech w grupie mężczyzn (we wzorze (7) przyjęto zatem oceny parametrów β_K z modelu hazardu dla kobiet i wartości zmiennych objaśniających X_M mężczyzn). Następnie tak uzyskane wyniki uśredniano w przedziałach (c_{k-1}, c_k) , $k = 1, \dots, 20$, co miało zobrazować zmienność zarówno poziomu wynagrodzeń, jak i charakterystyki X osób wzdłuż rozkładu cechy Y^5 .

Podobne postępowanie, polegające na uśrednianiu w przedziałach, przeprowadzono wobec dystrybuant $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$. Uzyskane wyniki mają postać punktów; po połączeniu ich odcinkami przedstawiono je na wyk. 2 (lamane: $F_{\text{śr}_C}(y)$ — uzyskana na drodze uśredniania dystrybuanta kontrfaktyczna $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$, $F_{\text{śr}_M}(y)$ — uśredniona w przedziałach funkcja $F_{Y_M|X_M}(y|X)$, $F_{\text{śr}_K}(y)$ — uśredniona w przedziałach funkcja $F_{Y_K|X_K}(y|X)$). Należy zauważyć, że wynagrodzenia mężczyzn są wyższe od wynagrodzeń kobiet wzdłuż całego rozkładu dochodów.

⁵ Gdyby wyznaczono wartości dystrybuanty kontrfaktycznej dla przeciętnej osoby w podpróbie mężczyzn, to podczas dekompozycji udałooby się uchwycić tylko efekt różnych wartości parametrów w estymowanych modelach.

WYKR. 2. DYSTRYBUANTY DLA WYNAGRODZEŃ UZYSKANE PRZEZ UŚREDNIANIE



U w a g a. Fśr_C_(y) — dystrybuanta konfaktyczna, Fśr_M_(y) — dystrybuanta dla mężczyzn, Fśr_K_(y) — dystrybuanta dla kobiet.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

Uśrednione dystrybuanty $F_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $F_{Y_K|X_K}(y|X)$ umieszczono dodatkowo na wyk. 1 tak, aby można było porównać ich przebieg z dystrybuantami uzyskanymi dla jednostek przeciętnych. Położenie tych pierwszych krzywych odzwierciedla wpływ cech X na płace osób, wyrównany w przedziałach, aczkolwiek zróżnicowany w skali całej osi Y .

Następnie dokonano dekompozycji różnic w skonstruowanych rozkładach wynagrodzeń kobiet i mężczyzn. Dla 19 wartości wynagrodzeń (w punktach podziału rozkładu wartości y) można w prosty sposób najpierw wyznaczyć, a potem rozdzielić na część wyjaśnioną i niewyjaśnioną — posługując się rozkładem konfaktycznym — różnice $F_{Y_M|X_M}(y|X) - F_{Y_K|X_K}(y|X)$. Czynności tej odpowiadałoby mierzenie i dekomponowanie pionowych odległości pomiędzy łamanymi z wyk. 2. Trudniejszym zadaniem jest zdekomponowanie różnic wysokości wynagrodzeń dla poszczególnych kwantyli rozkładu (odległości poziome między funkcjami rozkładu płac kobiet i mężczyzn). Teoretycznie kwantyle rzędu τ można wyznaczyć z zależności $\hat{Q}_{g,\tau} = \hat{F}_{Y_g}^{-1}(\tau)$, a kwantyl konfaktyczny — ze wzoru $\hat{Q}_{K,\tau}^C = \hat{F}_{Y_K^C}^{-1}(\tau)$. W praktyce wyznaczanie wartości kwantyli przeprowadza się poprzez dokonanie liniowych interpolacji punktowych uśrednionych dystrybuant (stąd odcinki łączące punkty na wykresach). W tabl. 5 przedstawiono wybrane wyniki takiej dekompozycji (tylko dla decyli).

TABL. 5. WYNIKI DEKOMPOZYCJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH KOBIEI I MĘŻCZYŹN Z WYKORZYSTANIEM MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNAŃ (9)

τ	$\hat{Q}_{M,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}^c$	Całkowita różnica $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	Część			
					niewyjaśniona $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}^c$		wyjaśniona $\hat{Q}_{K,\tau}^c - \hat{Q}_{K,\tau}$	
						w %		w %
0,1	2588,67	1922,59	1866,79	666,08	721,88	108,4	-55,80	-8,4
0,2	3553,51	2999,38	3026,52	554,13	526,99	95,1	27,14	4,9
0,3	4109,81	3571,89	3544,49	537,92	565,32	105,1	-27,40	-5,1
0,4	5062,84	4133,68	3897,80	929,16	1165,04	125,4	-235,88	-25,4
0,5	5688,47	4823,51	4488,98	864,96	1199,48	138,7	-334,52	-38,7
0,6	6944,98	6204,25	5348,28	740,73	1596,70	215,6	-855,97	—
0,7	8714,88	8262,12	6385,50	452,76	2329,39	514,5	-1876,62	—
0,8	13776,28	11243,09	8089,19	2533,19	5687,09	224,5	-3153,90	—
0,9	85765,00	63218,94	14509,47	22546,06	71255,53	316,0	-48709,48	—

Źródło: jak przy wykr. 1.

Również w tym przypadku wyniki wskazują na istnienie dodatnich różnic pomiędzy wynagrodzeniami uzyskiwanymi przez mężczyzn a wynagrodzeniami kobiet. Kształtują się one w sposób niemonotoniczny: początkowo minimalnie maleją (wśród najuboższych), dla kwantyli rzędu 04—06 są wyższe, po czym znów niższe, a na prawym krańcu rozkładu dochodów (czyli u najbogatszych) wzmagają się szczególnie silnie. Zaobserwowano również pogłębiający się — w miarę rozpatrywania coraz wyższych grup dochodowych — wzrost niewyjaśnionej części luki dochodowej (związanej z „wyceną” charakterystyki pracowników przez rynek). Jej udział kształtuje się na wysokim poziomie od 95 do 514% całej luki. Dekompozycja nierówności wskazuje na niski udział części wyjaśnionej przez indywidualne cechy osób. Niemniej uzyskane w tym zakresie ujemne wartości świadczą o redukcji nierówności płacowych, zapewne dzięki cechom kobiet bardziej poszukiwanym przez pracodawców niż w przypadku mężczyzn. Ta korzystna dla kobiet redukcja luki postępuje w miarę rozpatrywania coraz wyższych grup dochodowych.

Dekompozycja z wykorzystaniem modelu wykładniczego o różnych hazardach bazowych w przedziałach oraz zmiennych parametrach β

W celu zbadania zróżnicowanego wpływu charakterystyki osób na nierówności między ich wynagrodzeniami wzdłuż rozkładu dochodów wykorzystano także modele hazardu wykładniczego o różnych hazardach bazowych w przedziałach oraz różnych wartościach parametrów β (model opisany za pomocą równania (6)). Za punkty podziału rozkładu wartości y przyjęto tym razem kolejne kwantyle rzędu 0,1 dla wynagrodzeń w połączonej próbie⁶. Oceny parametrów oszacowanych modeli przedstawiono w tabl. 6.

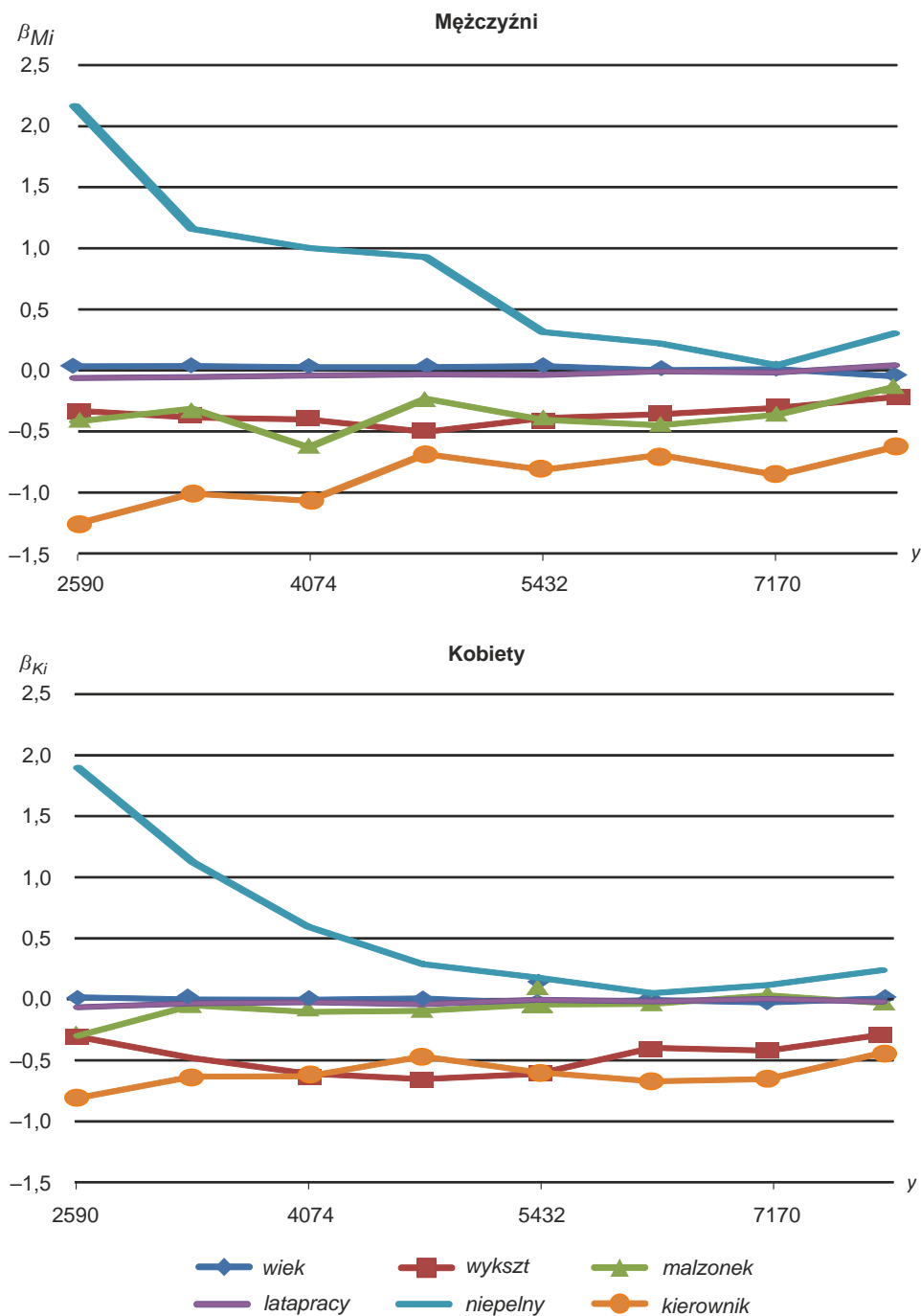
⁶ Przyjęto osiem kolejnych kwantyli o wartościach: 2590, 3487, 4074, 4677, 5432, 6274, 7170 i 8692. Nie uwzględniono 9. kwantyla z powodu trudności, jakie wystąpiły podczas estymacji modelu ze znacznie zwiększoną liczbą parametrów (dla każdego przedziału przybyło do oszacowania sześć kolejnych parametrów).

TABL. 6. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELU HAZARDU OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNAŃ (6)

Zmienne Statystyka opisowa m — mężczyźni k — kobiety	Numer przedziału								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>tp</i>	m -9,37*** k -8,64***	m -8,01*** k -6,44***	m -7,00*** k -5,23***	m -6,87*** k -5,12***	m -7,26*** k -4,10***	m -6,44*** k -5,68***	m -6,54*** k -5,02***	m -6,03*** k -6,58***	m -7,08*** k -6,78***
<i>wiek</i>	m 0,03*** k 0,02***	m 0,04*** k 0,00	m 0,03** k 0,00	m 0,03** k 0,01	m 0,04*** k -0,03***	m 0,00 k -0,01	m 0,01 k -0,03*	m -0,05*** k 0,01	m -0,02* k -0,02**
<i>wykszt</i>	m -0,33*** k -0,31***	m -0,39*** k -0,48***	m -0,40*** k -0,61***	m -0,50*** k -0,66***	m -0,39*** k -0,61***	m -0,36*** k -0,40***	m -0,31*** k -0,42***	m -0,22*** k -0,29***	m -0,20*** k -0,16***
<i>malzonek</i>	m -0,42*** k -0,30***	m -0,31*** k -0,05	m -0,63*** k -0,10	m -0,23** k -0,09	m -0,41*** k -0,04	m -0,45*** k -0,04	m -0,36*** k 0,03	m -0,14 k -0,03	m -0,14* k 0,10
<i>latapracy</i>	m -0,06*** k -0,07***	m -0,06*** k -0,03***	m -0,04*** k -0,02***	m -0,03*** k -0,04***	m -0,04*** k 0,00	m -0,01 k -0,02*	m -0,02 k 0,00	m 0,04*** k -0,02*	m 0,02 k 0,02
<i>niepełny</i>	m 2,17*** k 1,90***	m 1,16*** k 1,13***	m 1,00*** k 0,60***	m 0,93*** k 0,29	m 0,31 k 0,18	m 0,22 k 0,05	m 0,04 k 0,12	m 0,30 k 0,24	m 0,28 k -0,14
<i>kierownik</i>	m -1,26*** k -0,81***	m -1,01*** k -0,63***	m -1,07*** k -0,63***	m -0,69*** k -0,47***	m -0,82*** k -0,60***	m -0,69*** k -0,67***	m -0,86*** k -0,65***	m -0,63*** k -0,44***	m -0,33*** k -0,41***
<i>Liczba jednostek</i>	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k
<i>Liczba obserwacji</i>	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k
<i>lnL</i>	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k	m k
					5177 4727				
					29697 23741				
					-4035,90 -3366,54				

U w a g a: *, **, *** — istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

WYKR. 3. OCENY PARAMETRÓW MODELI HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANYCH ZA POMOCĄ RÓWNIANIA (6)



Źródło: jak przy wyk. 1.

Niestety nie wszystkie oszacowania były istotne statystycznie. Dotyczyło to zwłaszcza ocen dla górnych przedziałów rozkładu wynagrodzeń (w szczególności ocen parametrów zmiennych: *wiek*, *latapracy* i *niepełny*). Dodatkowo w modelu dla kobiet stwierdzono brak istotności większości parametrów zmiennych *wiek* oraz *malzonek*. Uzyskane oceny parametrów ilustruje wyk. 3.

Zaobserwować można, że praca w niepełnym wymiarze czasu w przypadku obu płci zwiększa ryzyko spadku wysokości zarobków, ale efekt ten traci na sile wraz ze wzrostem otrzymywanej pensji (w dodatku dla wyższych wynagrodzeń jest statystycznie nieistotny). Piastowanie stanowiska kierowniczego w większym stopniu redukuje narażenie na spadek wysokości zarobków w przypadku mężczyzn niż kobiet. Wyższy poziom wykształcenia, szczególnie wśród przeciętnie zarabiających, chroni przed spadkiem wysokości wynagrodzenia; zaznacza się to silniej w odniesieniu do kobiet. Ponadto w przypadku mężczyzn, niezależnie od wysokości zarobków, występuje silny „efekt małżonki” (nie ma jednak statystycznie istotnego „efektu małżonka” dla kobiet).

Następnie wyznaczono dystrybuanty $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$ — określono ich wartości dla poszczególnych jednostek w grupie, a następnie uśredniono je przedziałami. W podobny sposób jak poprzednio oszacowano dystrybuantę kontrfaktyczną $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$. Przebieg tych funkcji przedstawia wyk. 4. Dodatkowo naniesiono przebiegi dystrybuant dla jednostek przeciętnych w grupie kobiet i mężczyzn. Daje się na nich zauważyć wypłaszczenie w okolicy dochodów z przedziału od 4000 do 4600. Można przypuszczać, że w ten sposób uchwycono efekt płacy minimalnej, co skutkuje dużą liczbą podobnych wynagrodzeń nieco powyżej stawki minimalnej lub jej równych.

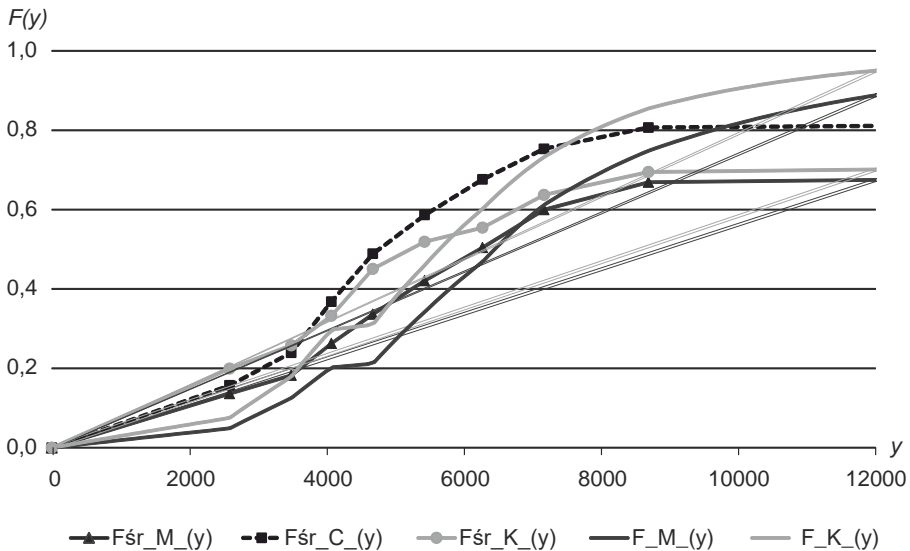
W ostatnim kroku badania przeprowadzono dekompozycję różnic w skonstruowanych rozkładach wynagrodzeń kobiet i mężczyzn dla poszczególnych kwantyli (ponownie posłużono się liniową interpolacją w celu określenia wartości kwantyli). Tablica 7 zawiera wyniki tej dekompozycji.

TABL. 7. WYNIKI DEKOMPOZYCJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH KOBIECI I MĘŻCZYŹN Z WYKORZYSTANIEM MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNAŃ (6)

τ	$\hat{Q}_{M,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}^C$	Całkowita różnica $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	Część			
					niewyjaśniona $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}^C$		wyjaśniona $\hat{Q}_{K,\tau}^C - \hat{Q}_{K,\tau}$	
						w %		w %
0,1	1901,41	1298,21	1648,98	603,20	252,43	41,8	350,78	58,2
0,2	3614,79	2597,57	3057,89	1017,23	556,90	54,7	460,33	45,3
0,3	4376,52	3816,30	3762,98	560,22	613,55	109,5	-53,32	-9,5
0,4	5244,97	4417,12	4232,46	827,84	1012,50	122,3	-184,66	-22,3
0,5	6227,14	5220,21	4763,04	1006,93	1464,11	145,4	-457,18	-45,4
0,6	7169,96	6765,36	5557,77	404,59	1612,19	398,5	-1207,60	-298,5%
0,7	26119,26	11345,41	6548,98	14773,85	19570,29	132,5	-4796,43	-32,5
0,8	82623,14	63550,83	8489,72	19072,31	74133,42	388,7	-55061,11	-288,7%

Źródło: jak przy wyk. 1.

WYKR. 4. DYSTRYBUANTY ROZKŁADU WYNAGRODZEŃ KOBIECI I MĘŻCZYŹN WYNIKAJĄCE Z MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (6)



U w a g a. F — dystrybuanta dla jednostek przeciętnych, Fsr — dystrybuanta uzyskana poprzez uśrednianie, $Fsr_C(y)$ — dystrybuanta kontrfaktyczna.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

I tym razem dodatkowo różnice między wynagrodzeniami mężczyzn i kobiet kształtują się w sposób niemonotoniczny, a na prawym krańcu rozkładu dochodów są szczególnie duże. Niewyjaśniona część luki dochodowej systematycznie rośnie w miarę zwiększania się poziomu płac (rośnie również jej udział). Ponadto zauważalny jest wpływ charakterystyki osób, początkowo zwiększający nierówność (w przypadku najniższych wynagrodzeń), a potem coraz silniej je redukujący (wśród zarabiających coraz więcej). Uzyskane wyniki należy jednak traktować ostrożnie ze względu na nieistotność statystyczną niektórych parametrów dla górnego krańca rozkładu dochodów.

Podsumowanie

W literaturze mikroekonometrycznej coraz więcej uwagi poświęca się nowym technikom dekompozycji. Opierając się na pracach Oaxaca i Blindera, zaproponowano liczne procedury, które wykraczają poza dekompozycję średniej. Jedna z nich znalazła zastosowanie w niniejszym opracowaniu w odniesieniu do różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce w 2014 r.

Dekompozycja przeprowadzona dla różnic między rozkładami dochodów osób ujawniła wzrost nierówności wraz ze wzrostem płac. Rozmiar oraz udział części niewyjaśnionej obserwowanej nierówności rośnie w grupach o coraz wyższych dochodach. Część wyjaśnioną natomiast charakteryzują ujemne wartości, co dobitnie świadczy o posiadaniu przez kobiety cech bardziej poszukiwa-

nych przez pracodawców, co mogłoby w znacznym stopniu zredukować różnice w wynagrodzeniach, gdyby nie dyskryminacyjne działanie rynku. Jedynie wśród najmniej zarabiających zarówno efekt różnic w wartościach szacowanych parametrów, jak i różnicy potencjałów obu płci działają na niekorzyść kobiet.

Zastosowana metoda analizy pozwoliła na poznanie różnic w wynagrodzeniach według płci wzdłuż rozkładu badanej cechy. Zaznaczyć jednak należy, że (jak w większości technik dekompozycyjnych) uzyskiwane wyniki są wrażliwe na wybór grupy odniesienia. Wpływa na to sposób konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego (zamiast rozpatrywać kobiety o cechach mężczyzn, można alternatywnie wziąć pod uwagę mężczyzn o cechach kobiet).

Planowane prace badawcze będą zmierzać w kierunku przeprowadzenia dekompozycji niezagregowanej (czyli umożliwiającej wyodrębnienie odizolowanego wpływu poszczególnych cech osób) wzdłuż rozkładu płac, co pozwoli na lepsze zrozumienie mechanizmów rządzących kontraktami na rynku pracy.

dr hab. Joanna M. Landmesser, mgr inż. Dominika M. Urbańczyk — *Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego*

LITERATURA

- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436—455. DOI: 10.2307/144855.
- Brochu, P., Green, D. A., Lemieux, T., Townsend, J. (2015). The Minimum Wage, Turnover, and the Shape of the Wage Distribution. *Working Paper*, March 19, 2015.
- Ciesielska, M. (2007). Wynagrodzenia kobiet i mężczyzn. W: E. Lisowska (red.), *Gender Index. Monitorowanie równości kobiet i mężczyzn w miejscu pracy* (s. 55—66). Warszawa: EQUAL, UNDP.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001—1044. DOI: 10.2307/2171954.
- Donald, S. G., Green, D. A., Paarsch, H. J. (1995). Differences in earnings and wage distributions between Canada and the United States: An Application of a semi-parametric estimator of distribution functions with Covariates. Vancouver: The University of British Columbia.
- Donald, S. G., Green, D. A., Paarsch, H. J. (2000). Differences in Wage Distributions between Canada and the United States: An Application of a Flexible Estimator of Distribution Functions in the Presence of Covariates. *Review of Economic Studies*, 67(4), 609—633. DOI: 10.1111/1467-937X.00147.
- Firpo, S., Fortin, N. M., Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953—973. DOI: 10.3982/ECTA6822.
- Fortin, N., Lemieux, T., Firpo, S. (2010). Decomposition Methods in Economics. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, (16045). DOI: 10.3386/w16045.
- Grajek, M. (2001). Gender pay gap in Poland. *WZB Discussion Paper*. FS IV 01-13.
- Grajek, M. (2003). Gender Pay Gap in Poland. *Economic Change and Restructuring*, 36(1), 23—44. DOI: 10.1023/b:ecop.0000005729.71467.38.
- GUS (2016a). *Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce (stan w 2014 roku)*. Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/roznice-w-wynagrodzeniach-kobiet-i-mezczyzn-w-polsce-2014-12-1.html>.
- GUS (2016b). *Kobiety i mężczyźni na rynku pracy 2016*. Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/opracowania/kobiety-i-mezczyzn-na-ryнку-pracy-2016-1-6.html>.
- Juhn, Ch., Murphy, K. M., Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, (101), 410—442. DOI: 10.1086/261881.
- Kalinowska-Nawrotek, B. (2004). Nierówności płci na rynku pracy. W: M. G. Woźniak (red.), *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy* (s. 343—357). Rzeszów: Uniwersytet Rzeszowski.

- Kot, S. M., Podolec, B., Ulman, P. (1999). Problem dyskryminacji płacowej ze względu na płeć. W: S. M. Kot (red.), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji* (s. 225—264), Warszawa, Kraków: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Landmesser, J. M. (2013). Dekompozycja różnic pomiędzy kobietami i mężczyznami w procesie opuszczania stanu bezrobocia. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 14(3), 51—61.
- Landmesser, J. M., Karpio, K., Łukasiewicz, P. (2015). Decomposition of Differences Between Personal Incomes Distributions in Poland. *Quantitative Methods in Economics*, 16(2), 43—52.
- Landmesser, J. M. (2016). Decomposition of Differences in Income Distributions Using Quantile Regression. *Statistics in Transition — new series*, 17(2), 331—348.
- Łopatka, A. (2015). Poziom i przyczyny różnicowania wynagrodzeń w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 401, 243—252. DOI: 10.15611/pn.2015.401.22.
- Machado, J. F., Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 445—465. DOI: 10.1002/jae.788.
- Meyer, B. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757—782. DOI: 10.2307/2938349.
- Meyer, R. H., Wise D. A. (1983). The effects of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Youth. *Journal of Labour Economics*, 1(1), 66—100. DOI: 10.1086/298005.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693—709. DOI: 10.2307/2525981.
- Rokicka, M., Ruzik, A. (2010). The Gender Pay Gap in Informal Employment in Poland. *CASE Network Studies and Analyses*, 406. DOI: 10.2139/ssrn.1674939.
- Słoczyński, T. (2012). Wokół międzynarodowego zróżnicowania międzyplciowej luki płacowej. *International Journal of Management and Economics*, 34, 169—185.
- Śliwicki, D. (2015). Różnice w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet w województwach. *Wiadomości Statystyczne*, 10, 17—28.
- Zwiech, P. (2010). Dyskryminacja kobiet na rynku pracy w Polsce. *Zeszyty Naukowe Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 20, 281—287.

Summary. *The aim of this research is to decompose the gender pay gap in Poland along its distribution, based on the European Survey of Income and Living Conditions (EU-SILC) in 2014. The possibility of estimating conditional cumulative distribution function using a flexible hazards models with independent variables was applied in the analysis. The used method allowed to explain the structure of income inequalities between men and women and to infer the influence of individual person's characteristics on the observed differences.*

It was recognised that the increase in gender inequalities was accompanied by the income growth. The size and share of the unexplained by the model part grew with the amount of income, while the elucidated one was characterised by negative values. It proves that women share characteristics that are more preferred by employers.

Keywords: gender pay gap, decomposition of income inequalities, hazard function.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Hanna DUDEK

Zastosowanie beta regresji w modelowaniu wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej w krajach Unii Europejskiej¹

Streszczenie. *Wskaźnik pogłębionej deprywacji materialnej informuje o odsetku populacji, który nie może zrealizować przynajmniej czterech z dziewięciu potrzeb uznanych w warunkach europejskich za podstawowe. W badaniu podjęto próbę identyfikacji czynników różnicujących ten wskaźnik w krajach Unii Europejskiej. Na podstawie danych z Europejskiego badania dochodów i warunków życia (EU-SILC) z 2014 r. oszacowano parametry modeli beta regresji. Modele te znajdują zastosowanie w sytuacji, gdy zmienna zależna przyjmuje wartości z przedziału (0, 1).*

Stwierdzono, że wskaźnik deprywacji materialnej wykazywał zależność od takich czynników, jak: typ gospodarstwa domowego, mediana dochodu ekwiwalentnego, zagrożenia ubóstwem relatywnym, głębokość ubóstwa, zróżnicowanie dochodów, stopy bezrobocia długoterminowego, PKB per capita oraz udziału wydatków na cele społeczne w PKB.

Słowa kluczowe: model beta regresji, wskaźnik pogłębionej deprywacji materialnej, kraje Unii Europejskiej.

JEL: I32, C25

Promowanie postępu w sferze społecznej i ekonomicznej jest jednym z priorytetów Unii Europejskiej (UE). Kwestie zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego szczególnie zyskały na znaczeniu w ostatnich latach. Znalazło to od-

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. *Statystyczny pomiar jakości życia w układach regionalnych i krajowych. Dylematy i wyzwania*, która odbyła się 2—3 października 2017 r. w Chęcinach.

zwierciedlenie w strategii *Europa 2020* na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu. Strategia ta, przyjęta w 2010 r., jest długookresowym programem rozwoju społeczno-gospodarczego UE na lata 2010—2020. Komisja Europejska wytyczyła kilka nadrzędnych, wymiernych celów, do których należy m.in. zmniejszenie liczby osób zagrożonych ubóstwem lub wykluczeniem społecznym do 2020 r. co najmniej o 20 mln w porównaniu z 2008 r. (Komisja Europejska, 2010). Do monitorowania realizacji tego celu wykorzystuje się trzy wskaźniki cząstkowe — pierwszy z nich obrazujący zagrożenie ubóstwem relatywnym oraz wskaźniki dotyczące osób zagrożonych pogłębioną deprivacją materialną i osób żyjących w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy. Wskaźniki te są wyznaczane na podstawie danych z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia ludności (EU Statistics on Income and Living Conditions — EU-SILC)*.

Zgodnie z obowiązującą koncepcją w UE, o ubóstwie lub wykluczeniu społecznym można mówić wtedy, gdy występuje przynajmniej jedno z trzech następujących zagrożeń:

- 1) uzyskiwanie dochodów niższych od granicy ubóstwa, stanowiących 60% mediany rocznych dochodów ekwiwalentnych w danym kraju (po uwzględnieniu transferów społecznych);
- 2) podleganie pogłębionej deprivacji materialnej, charakteryzującej się co najmniej 4 z 9 symptomów odnoszących się do braku możliwości zaspokojenia potrzeb ze względów finansowych;
- 3) życie w gospodarstwach domowych, w których osoby dorosłe w wieku produkcyjnym (18—59 lat) w minionym roku przepracowały mniej niż 20% ich całkowitego potencjału pracy (Eurostat, 2016).

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele krytycznych opinii dotyczących przyjętego przez Komisję Europejską zestawu wskaźników (m.in. Panek i Zwierzchowski, 2013; Topińska, 2014). Według Panka i Zwierzchowskiego trzeci ze wskaźników stanowi miarę wykluczenia społecznego w obszarze rynku pracy i nie powinien być uwzględniany w analizie ubóstwa. Ponadto wielu autorów wskazuje, że posługiwanie się wskaźnikiem ubóstwa relatywnego wyliczanego na podstawie dochodów jest wygodne, ale dyskusyjne. Według Topińskiej najwięcej wątpliwości budzi wyznaczanie granicy ubóstwa oddzielnie w każdym kraju członkowskim Unii, ponieważ takie podejście oznacza, że osoba zaliczona do biednych np. w Luksemburgu wcale nie musiałaby być uznana za ubogą w Bułgarii czy Polsce. Panek i Zwierzchowski (2016) przytaczają wyniki z opracowania Bradshawa i Mayhew (2011), z których wynika, że w 2008 r. stopa ubóstwa w Estonii i Wielkiej Brytanii była taka sama — 19%. Zwracają przy tym jednak uwagę, że granica ubóstwa dla małżeństw z 2 dziećmi w pierwszym z tych krajów wynosiła 9770 standardowych jednostek siły nabywczej UE (PPS), a w drugim — 24380 PPS, czyli niemal trzykrotnie przewyższała granicę przyjętą w Estonii. Panek i Zwierzchowski (2013) zwrócili jednak uwagę na pozytywne strony przyjętych wskaźników, podkreślili, że włączenie do oceny ubóstwa wskaźników niemonetarnych dotyczących deprivacji materialnej, stanowi znaczący krok w kierunku pełniejszej oceny ubóstwa w UE. Autorzy ci wskazują, że pomiar deprivacji materialnej, w przeciwieństwie do pomiaru ubóstwa monetarnego, odbywa się według podejścia absolutnego, w którym ocena sytuacji materialnej gospodarstw domowych nie opiera się na odniesieniu ich poziomu de-

prywacji do poziomu deprywacji innych gospodarstw domowych. Takie podejście zapewni porównywalność sytuacji bytowej pomiędzy krajami członkowskimi UE.

W artykule podjęto się analizy wskaźnika stopy pogłębionej deprywacji materialnej w państwach członkowskich UE. Wskaźnik ten pokazuje, jaki jest odsetek populacji danego kraju deklarujących brak możliwości zaspokojenia ze względów finansowych co najmniej 4 z 9 następujących potrzeb²:

- 1) opłacenia tygodniowego wyjazdu w sztych członków gospodarstwa domowego na wypoczynek raz w roku;
 - 2) spożywania mięsa, ryb (lub wegetariańskiego odpowiednika) co drugi dzień;
 - 3) ogrzewania mieszkania odpowiednio do potrzeb;
 - 4) pokrycia niespodziewanego wydatku w wysokości odpowiadającej miesięcznej wartości granicy ubóstwa relatywnego, przyjętej w danym kraju, w roku poprzedzającym badanie;
 - 5) terminowego regulowania opłat związanych z mieszkaniem, spłatą rat i kredytów
- oraz posiadania:
- 6) telewizora kolorowego;
 - 7) samochodu;
 - 8) pralki;
 - 9) telefonu (stacjonarnego lub komórkowego).

Jak wskazują Notten i Guio (2016), uwzględniany zestaw potrzeb odzwierciedla powszechną w warunkach UE percepcję w zakresie tego, co uznaje się za typowe potrzeby. Autorzy ci podkreślają, że koncentrując się na braku możliwości zaspokojenia ze względów finansowych tych potrzeb, wskaźnik pogłębionej deprywacji materialnej umożliwia bardziej bezpośredni pomiar standardu życia ludności niż wskaźniki dochodowe. Jednak niektórzy eksperci zwracają uwagę, że przyjęta przez UE definicja pogłębionej deprywacji materialnej też budzi zastrzeżenia. Obiekcje dotyczą m.in. zestawu uwzględnianych potrzeb oraz ustalenia progu pogłębionej deprywacji na poziomie 4 z 9 potrzeb (Topińska, 2014). Niemniej przyjęcie we wszystkich państwach UE jednolitego podejścia umożliwia porównywanie sytuacji materialnej ludności z różnych krajów.

Celem badania jest identyfikacja czynników wpływających na stopę pogłębionej deprywacji materialnej w krajach UE. Do realizacji tego celu zastosowano modele beta regresji przydatne w objaśnianiu kształtowania się zmiennych opisujących proporcje, stopy lub udziały.

PRZEGLĄD LITERATURY Z ZAKRESU ANALIZY EKONOMETRYCZNEJ ZJAWISKA DEPRYWACJI MATERIALNEJ

Literatura przedmiotu z zakresu identyfikacji czynników mających wpływ na podleganie deprywacji materialnej jest stosunkowo uboga. Część opracowań koncentruje się na analizie mikrodanych dotyczących zachowań jednostkowych gospodarstw domowych. W badaniach odnoszących się do deprywacji material-

² Oprócz wskaźnika stopy pogłębionej deprywacji materialnej Eurostat rozpatruje także wskaźnik stopy deprywacji materialnej odnoszący się do występowania co najmniej 3 z 9 wymienionych tu symptomów (Eurostat, 2016).

nej w krajach UE zwykle wykorzystuje się dane EU-SILC. W analizie mikro danych rozpatruje się głównie modele logitowe lub probitowe, w których zmienna binarna przyjmuje wartość 1, gdy deprivacja materialna występuje oraz 0 w przeciwnym przypadku. Przykłady takich analiz stanowią prace (Šoltés i Ulman, 2015; McKnight, 2013; Israel, 2016), w których wykazano, że na podleganie deprivacji materialnej mają wpływ cechy socjodemograficzne, takie jak wykształcenie, miejsce zamieszkania czy typ biologiczny gospodarstwa domowego oraz ekonomiczne, takie jak status na rynku pracy oraz sytuacja dochodowa. W modelach oszacowanych na podstawie łącznych mikro danych z wielu państw UE, oprócz wskazanych cech osób lub gospodarstw domowych, zwraca się uwagę na rolę determinant wynikających z sytuacji ekonomicznej kraju, m.in.: mediany dochodu ekwiwalentnego³ wyrażonej w PPS, wskaźników różnicowania dochodów ludności, stopy bezrobocia, PKB *per capita* wyrażonego w PPS, udziału wydatków na cele społeczne w PKB⁴ (Bárcena-Martín, Lacomba, Moro-Egido i Pérez-Moreno, 2014; Kis, Özdemir i Ward, 2015; Israel, 2016).

Kolejną grupę badań stanowią analizy mające na celu modelowanie stóp deprivacji materialnej w krajach UE. Do nielicznych w tym zakresie należą publikacje Calvert i Nolan (2012) oraz Kis, Özdemir i Ward (2015). W pierwszej z nich w charakterze zmiennych objaśniających uwzględniono: medianę dochodu ekwiwalentnego wyrażoną w PPS, współczynnik Giniego, wskaźnik zagrożenia ubóstwem relatywnym oraz stopę bezrobocia. W drugiej, oprócz średniego dochodu ekwiwalentnego, luki dochodowej ubogich oraz stopy zatrudnienia, rozpatrzono wiele cech dotyczących procentowego udziału w PKB wydatków na: edukację, zdrowie, emerytury, zasiłki rodzinne i dla bezrobotnych, a także oszczędności gospodarstw domowych. Ponadto wzięto pod uwagę różne cechy socjodemograficzne, takie jak: procentowe udziały w populacji danego kraju osób mających co najwyżej średnie wykształcenie, osób w młodym wieku (18—29 lat) oraz osób zamieszkujących tereny miejskie. Stwierdzono jednak, że wiele z rozpatrywanych cech nie miało istotnego wpływu na kształtowanie się wskaźnika stopy deprivacji materialnej w krajach UE. Należy przy tym zaznaczyć, że w obu wymienionych pracach wykorzystano modele liniowe, natomiast w niniejszym opracowaniu zastosowano modele beta regresji.

MODELE BETA REGRESJI

Modele beta regresji (MBR) znajdują zastosowania w sytuacji, gdy zmienna zależna przyjmuje wartości z przedziału (0, 1). Modele te są szczególnie przydatne w analizie ciągłych zmiennych losowych opisujących proporcje (stopę, udział, frakcję itp.). Zakłada się w nich, że zmienna zależna ma jeden z bardziej znanych dwuparametrowych rozkładów zdefiniowanych na przedziale jednostkowym — rozkład beta. Jak wskazuje wielu autorów, rozkład beta jest bardzo elastyczny, co umożliwia jego różnorodne zastosowanie. W zależności od wartości parametrów rozkładu, funkcja gęstości może być symetryczna, asyme-

³ Informacje na temat skal ekwiwalentności stosowanej w UE przedstawiła m.in. Dudek (2015).

⁴ Należy także nadmienić, że w literaturze przedmiotu można znaleźć wiele opracowań w zakresie czynników wpływających na ryzyko popadnięcia w ubóstwo. W szczególności, rola wydatków społecznych w ograniczeniu sfery ubóstwa w UE jest szeroko dyskutowana m.in. w pracach Mikula (2015) i Stańko (2010).

tryczna lewo- lub prawostronnie, J-kształtna lub U-kształtna (Johnson, Kotz i Balakrishnan, 1995; Gupta i Nadarajah, 2004; Fijorek, 2009).

Mimo że rozkład beta jest znany od wielu dziesięcioleci, jego wykorzystanie w analizie regresji jest stosunkowo nowe. Za pionierską pracę z zakresu modeli beta regresji uważa się zwykle opracowanie Ferrari i Cribari-Neto (2004), choć należy zaznaczyć, że w literaturze przedmiotu można znaleźć także nieco wcześniejsze opracowania: Paolino (2001) oraz Kieschnick i McCullough (2003) dotyczące tego typu modeli. Obecnie MBR mają bardzo różne zastosowanie, m.in. w bankowości (Grzybowska i Karwański, 2015; Karwański, Gostkowski i Jałowiecki, 2015), medycynie oraz psychologii (Rogers i in., 2012; Smithson i Verkuilen, 2006).

W MBR wykorzystuje się parametryzację rozkładu beta umożliwiającą bezpośrednio modelowanie wartości oczekiwanej zmiennej zależnej jako transformacji liniowej kombinacji zmiennych niezależnych. Przyjmując tę parametryzację, rozpatruje się następującą wersję rozkładu zmiennej zależnej y (Ferrari i Cribari-Neto, 2004):

$$f(y, \mu, \psi) = \frac{\Gamma(\psi)}{\Gamma(\mu)\Gamma((1-\mu)\psi)} y^{\mu\psi-1} (1-y)^{(1-\mu)\psi-1} \quad (1)$$

gdzie:

μ i ψ — parametry rozkładu, $0 < \mu < 1$, $\psi > 0$,
 Γ — funkcja gamma.

Dzięki zastosowanej postaci (1) wartość oczekiwana $E(y) = \mu$ oraz wariancja $\text{Var}(y) = \frac{\mu(1-\mu)}{1+\psi}$. Parametr ψ nazywany jest parametrem precyzji, gdyż przy stałej wartości μ , większa wartość ψ oznacza mniejszą wariancję zmiennej y .

W modelu beta regresji zakłada się, że wartość oczekiwana zmiennej objaśnianej może być wyrażona jako pewna funkcja liniowej kombinacji zmiennych objaśniających:

$$g(\mu_i) = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} \quad (2)$$

gdzie:

$\mu_i = E(y_i | \mathbf{x}_i)$

$g(\cdot)$ — tzw. funkcja wiążąca (*link function*), będąca ściśle monotoniczną i dwukrotnie różniczkowalną funkcją $g(\cdot): (0,1) \rightarrow R$ (Carrasco, Ferrari i Arellano-Valle, 2014),

\mathbf{x}_i — wektor wartości zmiennych objaśniających dla i -tej obserwacji, $i = 1, 2, \dots, n$,

$\boldsymbol{\beta}$ — wektor parametrów.

Ponieważ $\mu_i \in (0,1)$, to należy rozważyć tylko takie przekształcenia, które gwarantują spełnienie tego warunku. W szczególności, rozpatruje się funkcje wiążące⁵:

$$\text{logit: } g(\mu_i) = \ln\left(\frac{\mu_i}{1-\mu_i}\right) \quad (3)$$

$$\text{probit: } g(\mu_i) = \Phi^{-1}(\mu_i) \quad (4)$$

$$\text{cloglog: } g(\mu_i) = \ln(-\ln(1 - \mu_i)) \quad (5)$$

$$\text{loglog: } g(\mu_i) = -\ln(-\ln(\mu_i)) \quad (6)$$

Rozpatrywane funkcje wiążące są odpowiednio funkcjami odwrotnymi do dystrybuant rozkładu logistycznego, standardowego normalnego oraz rozkładów wartości ekstremalnych dla wartości minimalnych lub maksymalnych⁶. Efekty krańcowe dla warunkowej wartości oczekiwanej $\mu_i = E(y_i|x_i)$ wyznacza się zatem ze wzoru:

$$\frac{\partial E(y_i|x_i)}{\partial x_{ji}} = \frac{\partial F(\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta})}{\partial x_{ji}} = \beta_j f(\mathbf{x}'_i\boldsymbol{\beta}) \quad (7)$$

gdzie:

$F(\cdot)$ — dystrybuanta odpowiadająca danej funkcji wiążącej,
 $f(\cdot)$ — funkcja gęstości odpowiadająca dystrybuancie $F(\cdot)$,
 x_{ij}, β_j — j -ta składowa odpowiednio wektora \mathbf{x}_i oraz $\boldsymbol{\beta}$, $i = 1, 2, \dots, k$.

Ze wzoru (7) wynika, że na podstawie znaku parametru β_j można wnioskować na temat kierunku wpływu j -tej zmiennej objaśniającej na warunkową wartość oczekiwaną zmiennej objaśnianej (Ramalho i Silva, 2013).

Należy także wspomnieć, że w literaturze przedmiotu można spotkać propozycje by również parametr precyzji ψ uzależnić od wartości zmiennych niezależnych (Smithson i Verkuilen, 2006; Simas, Barreto-Souza i Rocha, 2010). W niniejszym opracowaniu jednak ograniczono się do modelowania warunkowej wartości oczekiwanej zmiennej zależnej.

Parametry MBR mogą być szacowane metodą największej wiarygodności. Zgodnie ze wzorem (1) logarytm funkcji wiarygodności ma następującą postać:

⁵ Więcej informacji na temat funkcji wiążących w MBR można znaleźć w pracach (Ramalho E. A., Ramalho J. J. S. i Murteira, 2011; Pereira, B. de B. i Pereira, C. A. de B., 2016).

⁶ W polskojęzycznej literaturze statystycznej rozkłady wartości ekstremalnych dla wartości minimalnych lub maksymalnych bywają także nazywane standaryzowanymi rozkładami Gumbela dla wartości minimalnych lub maksymalnych (Kończak, 2013).

$$\ln L = \sum_{i=1}^n (\ln \Gamma(\psi) - \ln \Gamma(\mu_i \psi) - \ln \Gamma((1 - \mu_i) \psi) + (\mu_i \psi - 1) \ln y_i + ((1 - \mu_i) \psi - 1) \ln(1 - y_i)) \quad (8)$$

gdzie:

n — liczebność próby,

y_i — wartość zmiennej zależnej dla i -tej jednostki,

$\mu_i = g^{-1}(x_i' \beta)$.

Oszacowań parametrów β oraz ψ dokonuje się numerycznie. Obecnie wiele pakietów statystycznych umożliwia estymację parametrów MBR⁷. W pracy wykorzystano w tym celu program Stata. Po oszacowaniu parametrów modeli wyznaczono współczynniki pseudo- R^2 proponowane w literaturze przedmiotu do oceny jakości dopasowania MBR do danych empirycznych (Ferrari i Cribari-Neto, 2004; Bayer i Cribari-Neto, 2017):

$$\text{pseudo-}R_{LR}^2 = 1 - \left(\frac{L_0}{L_{fit}} \right)^{\frac{2}{n}} \quad (9)$$

gdzie:

L_{fit} — wartość funkcji wiarygodności oszacowanego modelu,

L_0 — wartość funkcji wiarygodności modelu zawierającego jedynie stałą.

oraz

$$\text{pseudo-}R_{FC}^2 = r(\mathbf{g}(y), \mathbf{g}(\hat{\mu}))^2 \quad (10)$$

gdzie:

r — współczynnik korelacji Pearsona,

$\mathbf{g}(y)$ — wektor wartości funkcji wiążącej dla zmiennej y ,

$\mathbf{g}(\hat{\mu})$ — wektor wartości $\mathbf{g}(\hat{\mu}_i) = x_i' \hat{\beta}$,

$\hat{\beta}$ — wektor oszacowań parametrów β .

Wartości obu współczynników pseudo- R^2 zawierają się w przedziale jednostkowym. Wyższe wartości wskazują na lepsze dopasowanie do danych empirycznych.

⁷ W szczególności estymację parametrów modelu beta regresji można przeprowadzić w programie Stata, systemie SAS oraz środowisku R.

DANE

W badaniu wykorzystano dane Eurostatu, który udostępnia dane zagregowane o stopie pogłębionej deprywacji materialnej dla poszczególnych krajów, jak również według grup ludności. W opracowaniu zdecydowano uwzględnić dane dotyczące różnych typów gospodarstw domowych, gdyż w takim podziale dodatkowo Eurostat publikuje informacje o medianie dochodów ekwiwalentnych oraz wskaźniku zagrożenia ubóstwem relatywnym. Wykorzystanie zatem tego typu danych wzbogaca analizę zjawiska pogłębionej deprywacji materialnej. Rozpatrzono różne typy gospodarstw domowych składające się z:

- 2 osób dorosłych z 1 dzieckiem na utrzymaniu,
- 2 osób dorosłych z 2 dziećmi na utrzymaniu,
- 2 osób dorosłych z co najmniej 3 dziećmi na utrzymaniu,
- 2 osób dorosłych bez dzieci na utrzymaniu,
- 3 lub więcej osób dorosłych bez dzieci na utrzymaniu,
- 3 lub więcej osób dorosłych z dziećmi na utrzymaniu,
- samotnej osoby dorosłej,
- samotnej osoby dorosłej z dziećmi na utrzymaniu.

Łącznie dysponowano 224 obserwacjami (8 typów gospodarstw w 28 krajach) na temat wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej, mediany dochodów ekwiwalentnych i wskaźnika zagrożenia ubóstwem relatywnym. W odniesieniu do pozostałych potencjalnych determinant rozpatrzono dane zagregowane na poziomie krajowym. Uwzględniono następujące cechy:

- PKB *per capita* wyrażony w parytecie siły nabywczej w tys. jednostek;
- stopę bezrobocia długoterminowego w % (udział osób bezrobotnych co najmniej 12 miesięcy w łącznej liczbie osób aktywnych zawodowo);
- udział wydatków na pomoc społeczną w PKB w %;
- wskaźnik zróżnicowania kwintylowego⁸ (nierówności rozkładu dochodów S80/S20);
- współczynnik Giniego;
- wskaźnik głębokości ubóstwa (średniej luki dochodowej ubogich⁹).

Ze względu na brak danych na temat wartości niektórych cech dla 2015 r. w opracowaniu wykorzystano dane z 2014 r.

Należy nadmienić, że w analizie ekonometrycznej można by było rozważyć zastosowanie także innych modeli, m.in. hierarchicznych uwzględniających dwupoziomowość uzyskanych danych z Eurostatu. Trzeba jednak podkreślić, że prezentowane opracowanie jest pierwszą próbą modelowania wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej za pomocą beta regresji i stanowi punkt wyjścia do dalszych badań.

⁸ Wskaźnik ten jest stosunkiem sumy dochodów uzyskanych przez 20% osób o najwyższych dochodach (z piątej grupy kwintylowej) do sumy dochodów uzyskanych przez 20% osób o najniższych dochodach (z pierwszej grupy kwintylowej).

⁹ Wskaźnik ten informuje, o ile przeciętne dochody ekwiwalentne gospodarstw ubogich są niższe od granicy ubóstwa.

PREZENTACJA WYNIKÓW ORAZ DYSKUSJA NAD NIMI

Według danych Eurostatu w 2014 r. pomiędzy krajami członkowskimi UE wystąpiły znaczne różnice w zakresie deprivacji materialnej — największą stopę pogłębionej deprivacji materialnej notowano w Bułgarii (33,1%), a najmniejszą w Szwecji (0,7%). Polska należała do krajów o umiarkowanym poziomie deprivacji materialnej (10,4%). Nie zaobserwowano wyraźnego podziału między 10 krajami, które przystąpiły do UE w 2004 r. lub później (UE-16), oraz tzw. starymi krajami (UE-12). Porządkując kraje od najniższej, wartości wskaźnika stopy pogłębionej deprivacji materialnej do najwyższej można zauważyć, że Grecja, Włochy i Portugalia znalazły się w drugiej połowie tego rankingu¹⁰, natomiast Estonia, Słowenia i Czechy — w pierwszej. Trzeba jednak przyznać, że większość krajów UE-12 uplasowało się na niskich pozycjach, natomiast znaczna część krajów UE-16 — na wysokich.

W tabl. 1 przedstawiono podstawową statystykę opisową zmiennej objaśniającej. Zgodnie z wymogiem modelu beta regresji, wartości tej zmiennej należą do przedziału (0, 1).

**TABL. 1. PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE
WSKAŹNIKA POGŁĘBIONEJ DEPRYWACJI MATERIALNEJ**

Statystyki opisowe	Wartości wskaźnika
Miary położenia	
Średnia arytmetyczna	0,122
Mediana	0,088
Miary zróżnicowania	
Odchylenie standardowe	0,177
Rozstęp	0,892

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Z tabl. 1 wynika, że pomiędzy analizowanymi wartościami wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej wystąpiły znaczne różnice. Odchylenie standardowe przewyższające średnią oznacza, że współczynnik zmienności dla analizowanej cechy jest większy niż 100%, natomiast rozstęp równy 0,892 wskazuje, że rozpiętość między najmniejszą a największą wartością wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej wyniosła 89,2 p.proc. Najmniejsze wartości odnosiły się do duńskich oraz szwedzkich gospodarstw domowych składających się z co najmniej 3 osób dorosłych bez dzieci na utrzymaniu, natomiast największe — do bułgarskich gospodarstw składających się z 2 osób dorosłych z co najmniej 3 dzieci na utrzymaniu. Średnio stopa pogłębionej deprivacji materialnej kształtowała się na umiarkowanym poziomie 12%, przy czym dla ok. 50% obserwacji nie przewyższała 9%.

¹⁰ Końcowe miejsca Grecji, Włoch i Portugalii w rankingach dotyczących warunków materialnych ludności odnotowano także w innych publikacjach, m.in. Dudek, Landmesser i Chrzanowskiej (2017) oraz Kozery, Stanisławskiej i Głowickiej-Wołoszyn (2017), natomiast wysoką pozycję Czech potwierdzono także w pracach: Chrzanowskiej, Dudek i Landmesser (2017); Kozery, Stanisławskiej i Głowickiej-Wołoszyn (2017) oraz Dudek, Landmesser i Chrzanowskiej (2017).

W celu wskazania czynników mogących wpływać na wielkość wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej, rozpatrzono wiele modeli z różnymi zestawami regresorów. W pierwszej kolejności oszacowano modele zawierające zmienne objaśniające, dla których posiadano dane według typów gospodarstw domowych. Zmienne te dotyczyły mediany dochodów ekwiwalentnych i wskaźnika zagrożenia ubóstwem relatywnym. Następnie zbudowano modele ze zmiennymi objaśniającymi, dla których dysponowano danymi w układzie krajowym. Rozpatrzono dwa modele — pierwszy uwzględniający informacje o rozkładzie dochodów gospodarstw domowych, drugi zaś zawierający zmienne odnoszące się do cech makroekonomicznych.

W tabl. 2 podano wyniki w zakresie porównania modeli z różnymi funkcjami wiążącymi, opisanymi wzorami (3)—(6). Porównanie dotyczyło modeli z taką samą liczbą zmiennych objaśniających oszacowanych na podstawie identycznych zbiorów danych — nie było zatem potrzeby wykorzystywania kryteriów informacyjnych, takich jak AIC (Akaike Information Criterion) lub BIC (Bayesian Information Criterion), wystarczyło zestawienie wartości logarytmów wiarygodności.

**TABL. 2. WARTOŚCI LOGARYTMU WIARYGDNOŚCI
DLA MODELI BETA REGRESJI Z RÓŻNYMI FUNKCJAMI WIĄŻĄCYMI**

Modele	Logit	Probit	Cloglog	Loglog
1	376,600	379,754	372,866	379,995
2	377,086	379,772	373,721	379,144
3	290,393	290,316	290,477	290,061
4	307,957	306,376	308,658	305,218

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabl. 2 można stwierdzić, że najwyższe wartości logarytmu wiarygodności w modelu 1 odpowiadają funkcji łączącej typu loglog, w modelu 2 — funkcji probit, natomiast w modelach 3 i 4 — funkcji cloglog. W zawiązku z tym w tabl. 3 — prezentującej wyniki oszacowań parametrów — zamieszczono jedynie rezultaty otrzymane odpowiednio dla modeli z tymi funkcjami łączącymi.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MBR

Zmienne	Modele			
	1	2	3	4
PKB per capita	—	—	—	-4,093** (2,075)
Bezrobocie długoterminowe	—	—	—	4,154** (1,833)
Odsetek wydatków na pomoc społeczną w PKB	—	—	—	-3,375** (1,867)
Współczynnik Giniego	—	—	6,640*** (2,927)	—
Wskaźnik głębokości ubóstwa	—	—	5,788*** (1,787)	—

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MBR (dok.)

Zmienne	Modele			
	1	2	3	4
Wskaźnik zagrożenia ubóstwem relatywnym	0,833** (0,423)	—	—	—
Logarytm mediany dochodu ekwiwalentnego	-0,560*** (0,071)	-0,721*** (0,098)	—	—
Iloczyn wskaźnika zagrożenia ubóstwem relatywnym i logarytmu mediany dochodu ekwiwalentnego	—	0,101** (0,051)	—	—
Gospodarstwa jednoosobowe	0,084 (0,060)	0,127* (0,075)	—	—
Gospodarstwa składające się z:				
2 osób dorosłych	0,089*** (0,029)	0,123*** (0,038)	—	—
2 osób dorosłych z 1 dzieckiem na utrzymaniu	0,069*** (0,015)	0,069*** (0,021)	—	—
2 osób dorosłych z 2 dziećmi na utrzymaniu	Ref.	Ref.	—	—
2 osób dorosłych z co najmniej 3 dziećmi na utrzymaniu	0,042 (0,059)	0,079 (0,073)	—	—
co najmniej 3 osób dorosłych	0,138*** (0,035)	0,181*** (0,044)	—	—
co najmniej 3 osób dorosłych z dziećmi na utrzymaniu	0,092*** (0,035)	0,130*** (0,046)	—	—
samotnej osoby dorosłej z dziećmi na utrzymaniu	0,172* (0,095)	0,241** (0,114)	—	—
Stała	4,218*** (0,684)	5,215*** (0,935)	-5,456*** (0,832)	-0,375 (0,431)
Parametr precyzji	29,683*** (7,423)	29,290*** (6,699)	12,423*** (2,710)	15,074*** (3,419)
pseudo- R^2_{LR}	0,708	0,707	0,359	0,448
pseudo- R^2_{FC}	0,717	0,711	0,346	0,490

U w a g a. Istotność na poziomie: * — 0,1, ** — 0,05, *** — 0,01. W nawiasach podano standardowe błędy szacunku parametrów skorygowane ze względu na pogrupowanie obserwacji w krajach (wykorzystano opcję „clustered robust standard errors” w programie Stata).

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

Analizując współczynniki pseudo- R^2 , należy odnotować znacznie lepsze dopasowania do danych empirycznych modeli 1 i 2 niż modeli 3 i 4. W pierwszych dwóch modelach uwzględniono zmienne objaśniające, dla których dysponowano wartościami w podziale na typy gospodarstw domowych. Wyniki oszacowań parametrów modelu 1 są zgodne z oczekiwaniami — wzrost mediany dochodów ekwiwalentnych korespondował ze spadkiem wartości oczekiwanej wskaźnika pogłębionego ubóstwa materialnego¹¹, natomiast zwiększenie odsetka osób w gospodarstwach uzyskujących dochody niższe od granicy ubóstwa z jej wzro-

¹¹ Uzyskany wynik jest uzasadniony — dochody ludności pełnią bowiem podstawową funkcję w kształtowaniu się konsumpcji (m.in. Utzig, 2008).

stem. W modelu 2 wzięto pod uwagę interakcję obu cech, uzyskując dodatnią ocenę¹². Oznacza to, że wyższym wskaźnikom zagrożenia ubóstwem relatywnym odpowiadał mniejszy spadek wartości oczekiwanej stopy pogłębionej deprivacji materialnej, spowodowany wzrostem mediany dochodów ekwiwalentnych. Wynik ten znajduje uzasadnienie, gdyż mediana odnosi się do średniej sytuacji grupy osób należących do danego typu gospodarstw domowych w poszczególnych krajach, natomiast wskaźnik zagrożenia ubóstwem relatywnym — do grupy osób w danym typie gospodarstw domowych będącej w każdym z krajów w relatywnie najtrudniejszej sytuacji dochodowej. Możliwe jest zatem by mimo przeciętnie dobrej sytuacji dochodowej w obrębie danego typu gospodarstw w niektórych krajach zasięg ubóstwa relatywnego był znaczny, co może skutkować wysokimi wartościami wskaźnika pogłębionego ubóstwa materialnego. Analizując dane źródłowe zaobserwowano, że sytuacja taka miała miejsce m.in. w gospodarstwach osób samotnych z dziećmi na utrzymaniu w Irlandii, Wielkiej Brytanii, Belgii oraz we Włoszech.

Biorąc pod uwagę wyniki oszacowań parametrów odpowiadających zmien-nym zero-jedynkowym (reprezentującym rozpatrywane typy gospodarstw), odnotowano, że w porównaniu do gospodarstw domowych składających się z 2 osób dorosłych z 2 dziećmi na utrzymaniu, pozostałe typy gospodarstwa charakteryzowały się większymi wartościami oczekiwanymi wskaźników pogłębionej deprivacji materialnej, przy czym nie zawsze zaobserwowane różnice były statystycznie istotne. Może nieco dziwić brak istotnych różnic między niektórymi typami, w szczególności między gospodarstwami 2 osób dorosłych z co najmniej 3 dziećmi na utrzymaniu oraz gospodarstw 2 osób dorosłych z 2 dziećmi na utrzymaniu. Trzeba jednak podkreślić, że interpretując ten wynik należy pamiętać o założeniu *ceteris paribus*. Warto bowiem zaznaczyć, że analizując dane źródłowe zaobserwowano wyraźnie wyższe wartości stopy pogłębionej deprivacji materialnej dla gospodarstw domowych 2 osób dorosłych z co najmniej 3 dziećmi na utrzymaniu niż dla gospodarstw 2 osób dorosłych z 2 dziećmi na utrzymaniu. Jednocześnie dochody w pierwszej grupie gospodarstw były jednak znacznie niższe niż w drugiej, natomiast w stosunku do zasięgu zagrożenia ubóstwem relatywnym odnotowano odwrotną relację.

Na podstawie rezultatów estymacji modelu 3 można stwierdzić, że na wzrost oczekiwanych wartości wskaźnika stopy pogłębionej deprivacji miały wpływ zwiększające się nierówności dochodowe ludności¹³ oraz głębokość ubóstwa monetarnego. Wynik ten ma uzasadnienie, gdyż znaczne różnice dochodowe w społeczeństwie mogą przyczyniać się do gorszego postrzegania własnych możliwości zaspokojenia potrzeb ze względów finansowych. Ponadto większa głębokość ubóstwa świadczy jednocześnie o większym dystansie dochodowym gospodarstw nim dotkniętych do granicy ubóstwa monetarnego, co zwykle wpływa na trudności w zaspokojeniu podstawowych potrzeb tych gospodarstw.

¹² W modelu 2 nie uwzględniono w charakterze zmiennej objaśniającej wskaźnika zagrożenia ubóstwem relatywnym ze względu na jego znaczną korelację z czynnikiem opisującym interakcję (współczynnik korelacji Pearsona przekraczał wartość 0,9).

¹³ Wykorzystanie w charakterze miernika zróżnicowania dochodowego współczynnika S80/S20 zamiast współczynnika Giniego skutkowało niższą jakością dopasowania modelu do danych empirycznych.

Oszacowania parametrów modelu 4 wskazują, że na zwiększenie oczekiwanych wartości wskaźnika stopy pogłębionej deprivacji wpływał wzrost bezrobocia długoterminowego, natomiast na spadek — wzrost wartości PKB *per capita* oraz procentowych udziałów wydatków na cele społeczne w PKB. W celu wskazania wartości liczbowych zmian oczekiwanych wartości wskaźnika pogłębionego ubóstwa materialnego odpowiadających wzrostowi cech makroekonomicznych, zgodnie ze wzorem (7), w tabl. 4 zamieszczono wyniki efektów krańcowych obliczonych dla kwartyli rozkładu danej zmiennej, przyjmując wartość pozostałych zmiennych objaśniających na poziomie mediany.

TABL. 4. EFEKTY MARGINALNE

Zmienne	Pierwszy kwartył	Mediana	Trzeci kwartył
PKB <i>per capita</i> w tys. PPP	-0,525 (0,351)	-0,451* (0,267)	-0,320** (0,132)
Odsetek wydatków na pomoc społeczną w PKB	-0,480* (0,281)	-0,411** (0,209)	-0,334** (0,134)
Bezrobocie długoterminowe	0,432*** (0,155)	0,457*** (0,175)	0,515** (0,224)

U w a g a. Istotność na poziomie: * — 0,1, ** — 0,05, *** — 0,01. W nawiasach podano standardowe błędy szacunku parametrów skorygowane ze względu na pogrupowanie obserwacji w krajach (wykorzystano opcję „clustered robust standard errors” w programie Stata).

Ź r ó ł o: jak w tabl. 1.

Wyniki przedstawione w tabl. 4 umożliwiają analizę zmian wartości oczekiwanych wskaźnika pogłębionego ubóstwa materialnego w zależności od wartości zmiennych objaśniających, przy czym należy zaznaczyć, że zarówno wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej, jak i odsetek wydatków na pomoc społeczną w PKB oraz wskaźnik bezrobocia długoterminowego wyróżniono jako liczby z przedziału (0, 1). W szczególności, wyniki uzyskane dla wartości tych zmiennych na poziomie mediany można, przy założeniu *ceteris paribus*, następująco interpretować:

- wzrostowi PKB *per capita* o 1 PPP towarzyszył spadek wartości oczekiwanej wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej o ok. 0,045 p.proc.,
- wzrost odsetka wydatków na pomoc społeczną w PKB o 1 p.proc. korespondował ze spadkiem wartości oczekiwanej wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej o ok. 0,411 p.proc.,
- zwiększeniu stopy bezrobocia długoterminowego o 1 p.proc. odpowiadało zwiększenie wartości oczekiwanej wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej o ok. 0,457 p.proc.

W celu porównania siły oddziaływania rozpatrywanych cech makroekonomicznych na stopę pogłębionej deprivacji materialnej zestawiono wartości logarytmu wiarygodności dla modeli uwzględniających pojedyncze zmienne. Porównując te wartości z wartością logarytmu wiarygodności dla modelu zawierającego jedynie stałą, zaobserwowano największy wpływ cechy PKB *per capita* (wzrost o 24%). Dla pozostałych cech odnotowano mniejsze zmiany: udział wydatków na pomoc społeczną w PKB spowodował zwiększenie logarytmu wiary-

godności o 12%, a stopa bezrobocia długoterminowego spowodowała zwiększenie o 8%. Należy jednak zauważyć, że PKB *per capita* jest silnie skorelowany z dochodami ludności¹⁴, trudno zatem jednoznacznie orzekać o bezpośrednim przyczynowym wpływie pierwszej z tych cech na kształtowanie się zjawiska pogłębionej deprivacji materialnej, natomiast wątpliwości te w mniejszym stopniu odnoszą się do udziału wydatków na pomoc społeczną w PKB oraz stopy bezrobocia długoterminowego.

Podsumowanie

Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej jest jednym ze wskaźników uwzględnianych w pomiarze zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym dla potrzeb monitorowania realizacji celów założonych w strategii *Europa 2020*. Wskaźnik ten uwzględnia brak możliwości zaspokojenia co najmniej 4 z 9 potrzeb uznanych w warunkach europejskich za podstawowe. Z uwagi na fakt, że analizowany wskaźnik dotyczy procentowych udziałów w populacji danego kraju osób podlegających pogłębionej deprivacji materialnej, w badaniu zastosowano modele beta regresji przydatne w objaśnianiu kształtowania się zmiennych opisujących proporcje, stopy lub udziały. Stwierdzono istotną zależność stopy podlegających pogłębionej deprivacji materialnej od dochodów ekwiwalentnych ludności, wskaźnika zagrożenia ubóstwem relatywnym, nierównomierności dochodowych oraz głębokości ubóstwa. Wskazano także na znaczną rolę cech makroekonomicznych, takich jak PKB *per capita*, stopa bezrobocia długoterminowego oraz udziału wydatków na pomoc społeczną w PKB.

W przyszłych badaniach warto nadal monitorować zmiany wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Taka analiza umożliwiłaby ocenę stopnia realizacji jednego z celów określonych w strategii *Europa 2020*.

dr hab. Hanna Dudek — profesor SGGW

LITERATURA

- Bárcena-Martín, E., Lacomba, B., Moro-Egido, A. I., Pérez-Moreno, S. (2014). Country differences in material deprivation in Europe. *Review of Income and Wealth*, 60, 802—820.
- Bayer, F. M., Cribari-Neto, F. (2017). Model selection criteria in beta regression with varying dispersion. *Communications in Statistics—Simulation and Computation*, 46(1), 729—746.
- Bradshaw, J., Mayhew, E. (2011). *The measurement of extreme poverty in the European Union*, Bruksela: European Commission, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion.
- Calvert, E., Nolan, B. (2012). Material deprivation in Europe. *GINI Discussion Paper*, 68.
- Carrasco, J. M. F., Ferrari, S. L. P., Arellano-Valle, R. B. (2014). Errors-in-variables beta regression models. *Journal of Applied Statistics*, 41(7), 1530—1547.
- Chrzanowska, M., Dudek, H., Landmesser, J. (2017). Standard of living in selected countries in Central Europe in the period 2000—2014, *Double-blind peer-reviewed proceedings of the International Scientific Conference Hradec Economic Days 2017*, 7(1), 325—331.
- Dudek, H. (2015). Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 77—94.

¹⁴ Wartość współczynnika korelacji Pearsona między PKB *per capita* a dochodami ekwiwalentnymi wyniosła 0,78.

- Dudek, H., Landmesser, J., Chrzanowska, M. (2017). Rankings of the EU countries according to material conditions of their residents, *Double-blind peer-reviewed proceedings of the International Scientific Conference Hradec Economic Days 2017*, 7(1), 145—152.
- Eurostat (2016). Statistics explained: People at risk of poverty or social exclusion. Pobrano z: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/People_at_risk_of_poverty_or_social_exclusion.
- Ferrari, S., Cribari-Neto, F. (2004). Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of Applied Statistics*, 31(7), 799—815.
- Fijorek, K. (2009). Model regresji dla cechy przyjmującej wartości z przedziału (0, 1): ujęcie bayesowskie. *Ekonometria*, (26), 66—76.
- Grzybowska, U., Karwański, M. (2015). Szacowanie parametrów ryzyka kredytowego przy użyciu rodzin klasyfikatorów. *Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (248), 107—120.
- Gupta, A. K., Nadarajah, S. (red.). (2004). *Handbook of beta distribution and its applications*. New York: Marcel Dekker.
- Israel, S. (2016). More than cash: societal influences on the risk of material deprivation. *Social Indicators Research*, 129(2), 619—637.
- Johnson, N. L., Kotz, S., Balakrishnan, N. (1995). *Continuous univariate distributions*, 2. New York: Wiley.
- Karwański, M., Gostkowski, M., Jałowiecki, P. (2015). Loss given default modeling. *Journal of Risk Model Validation*, 9(3), 23—40.
- Kieschnick, R., McCullough, B. D. (2003). Regression analysis of variates observed on (0, 1): percentages, proportions and fractions. *Statistical Modelling*, 3, 193—213.
- Kis, A., Özdemir, E., Ward, T. (2015). Micro and macro drivers of material deprivation rates. *Research note of European Commission*, (7).
- Komisja Europejska (2010). *Komunikat Komisji — Europa 2020: Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu*. Pobrano z: http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/1_PL_ACT_part1_v1.pdf.
- Kończak, G. (2013). Sprawdzanie jednorodności jakości materiałów niekształtnych z wykorzystaniem rozkładów wartości ekstremalnych. *Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (152), 82—94.
- Kozera, A., Stanisławska, J., Głowicka-Wołoszyn, R. (2017). Zjawisko ubóstwa mieszkaniowego w krajach Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 77—89.
- McKnight, A. (2013). Measuring material deprivation over the economic crisis: Does a re-evaluation of need affect measures of material deprivation? *GINI Policy Paper*, (4).
- Mikuła, A. (2015). Efektywność państwa dobrobytu. W: R. W. Ciborowski, R. I. Dziemianowicz, A. Kargol-Wasiluk, M. Zalesko (red.). *Liberalizm czy interwencjonizm? Kształtowanie się ładu społeczno-gospodarczego w Europie w latach 1989—2014* (s. 48—60). Białystok: Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku.
- Notten, G., Guio, A.-C. (2016). The impact of social transfers on income poverty and material deprivation. *ImPRovE Working Paper*, (16/17). Antwerp: Herman Deleeck Centre for Social Policy — University of Antwerp, 1—31.
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2013). Porównawcza analiza sfery ubóstwa w krajach UE w ujęciu regionalnym. *Instytut Statystyki i Demografii SGH, Working Paper*, (35).
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2016). Ubóstwo w krajach Unii Europejskiej, *Ekonomista*, (2), 180—199.
- Paolino, P. (2001). Maximum likelihood estimation of models with beta-distributed dependent variables. *Political Analysis*, 9(4), 325—346.
- Pereira, B. de B.; Pereira, C. A. de B. (2016). *Model Choice in Nonnested Families*. London: Springer.
- Ramalho, E. A., Ramalho, J. J. S., Murteira, J. M. R. (2011). Alternative estimating and testing empirical strategies for fractional regression models. *Journal of Economic Surveys*, 25(1), 19—68.
- Ramalho, J. J. S., Silva, J. V. (2013). Functional form issues in the regression analysis of financial leverage ratios. *Empirical Economics*, 44(2), 799—831.

- Rogers, J. A., Polhamus, D., Gillespie, W. R., Ito, K., Romero K., Qiu, R., Stephenson, D., Gastonguay, M. R., Corrigan, B. (2012). Combining patient-level and summary-level data for Alzheimer's disease modeling and simulation: a beta regression meta-analysis. *Journal of Pharmacokinetics and Pharmacodynamics*, 39(5), 479—498.
- Simas, A. B., Barreto-Souza, W., Rocha, A. V. (2010). Improved estimators for a general class of beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 54(2), 348—366.
- Smithson, M., Verkuilen, J. (2006). A better lemon squeezer? Maximum-likelihood regression with beta-distributed dependent variables. *Psychological Methods*, 11(1), 54—71.
- Šoltés, E., Ulman, P. (2015). Material deprivation in Poland and Slovakia — a comparative analysis. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 11(947), 19—36.
- Stańko, A. (2010). Wielkość oraz struktura wydatków społecznych w krajach Unii Europejskiej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (112), 726—739.
- Topińska, I. (2014). Cele w zakresie ubóstwa i wykluczenia społecznego w perspektywie 2020. Ekspertyza przygotowana w ramach projektu EAPN Polska — wspólnie budujemy Europę Socjalną, Warszawa: EAPN. Pobrano z: http://www.eapn.org.pl/wp-content/uploads/2014/02/Ekspertyza_I_Topi%C5%84ska.pdf.
- Utzig, M. (2008). Funkcje konsumpcji w krajach Unii Europejskiej. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (72), 131—144.

Summary. *The severe material deprivation rate indicates the proportion of the population that cannot fulfil at least four of the nine needs identified as basic ones in the European conditions. The study attempts to identify factors differentiating this indicator in the European Union countries. The parameters for regression beta models were estimated on the basis of data from the European Survey of Income and Living Conditions (EU-SILC) for 2014. Such models are useful when the value of the dependent variable interval is included between 0 and 1.*

It was found that severe material deprivation rate is affected by such factors as: type of household, median equalized disposable income, at-risk-of-poverty rate, relative median at-risk-of-poverty gap, inequality of income distribution, long-term unemployment rate, GDP per capita, and share of social protection expenditure in GDP.

Keywords: beta regression model, severe material deprivation rate, EU countries.

Marta HOZER-KOĆMIEL

Ocena rozwoju społeczno-ekonomicznego województw za pomocą HDI

Streszczenie. *Celem artykułu jest zbadanie poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego województw z wykorzystaniem HDI (wskaźnika rozwoju społecznego), który uwzględnia trwanie życia, liczbę lat edukacji oraz PKB per capita liczone według parytetu siły nabywczej. Sformułowano hipotezę o wzroście rozwoju województw przy jednoczesnym zwiększaniu się różnic między nimi. W badaniu wykorzystano dane GUS za lata: 1995, 2010, 2013 i 2015.*

Badanie wykazało, że HDI rósł systematycznie dla wszystkich województw w latach 1995—2015 i potwierdziło pogłębiające się zróżnicowanie województw pod względem rozwoju społeczno-ekonomicznego. Najbardziej rozwinięte okazały się województwa: mazowieckie, małopolskie, wielkopolskie i dolnośląskie, a najmniej: lubuskie, warmińsko-mazurskie, podkarpackie i świętokrzyskie.

Słowa kluczowe: rozwój społeczno-ekonomiczny, HDI (wskaźnik rozwoju społecznego), analiza porównawcza, województwa.

JEL: J11, R11

Wskaźnik rozwoju społecznego (HDI — Human Development Index) jest syntetycznym indeksem wykorzystującym kluczowe cechy rozwoju społeczno-ekonomicznego, szeroko stosowanym przez Program Narodów Zjednoczonych ds. Rozwoju (UNDP — United Nations Development Programme). Stanowi alternatywę dla powszechnej praktyki uproszczonego mierzenia poziomu rozwoju krajów na podstawie PKB, zwracając uwagę badaczy na jego pozafinansowe aspekty. HDI jest podstawą corocznych raportów klasyfikujących państwa według szeroko pojętej jakości życia ich mieszkańców (Aksentijewić i Jeżić, 2017; Kusideł, 2013).

Wiele badań nad rozwojem regionalnym prowadzonych jest m.in. na Uniwersytecie Ekonomicznym we Wrocławiu. Drelich-Skulska, Domiter i Michalczyk (2015) wskazali główne wyzwania współczesnej gospodarki światowej z perspektywy regionów. Opisyli specyfikę krajów europejskich oraz określili pozycję Polski w zakresie regionalnych wyzwań rozwoju gospodarczego.

Markowska (2017) podkreśla, że funkcjonowanie gospodarki jest ściśle związane z terytorium. Z uwagi na złożony charakter zjawisk w badaniach ekonomicznych proponuje zastosowanie zmiennych jakościowych. Dokonuje także przeglądu zastosowań modeli logitowych w badaniach regionalnych.

Kisiała (2016) z kolei zbadał zależności pomiędzy nierównościami regionalnymi i wzrostem gospodarczym w wybranych krajach Unii Europejskiej (UE). Opisał zarówno zjawisko konwergencji, czyli zbliżania się gospodarek do średniego poziomu rozwoju krajów UE, jak i dywergencji, czyli wzrostu różnic gospodarczych pomiędzy regionami w Polsce.

Arak i współpracownicy (2012) w krajowym raporcie o rozwoju społecznym wykorzystali HDI i potwierdzili, że najbardziej rozwinięte są duże miasta, a największe opóźnienia widać na terenach wiejskich. Szczególnie trudną sytuację można zaobserwować na wschodzie Polski. Autorzy podkreślają, że rozwój społeczny nie zależy wyłącznie od kwestii materialnych (dochody, majątek), ale również od zdrowia, świadomości i wiedzy mieszkańców.

HDI bierze pod uwagę trzy główne wymiary: długie życie w zdrowiu, dostęp do edukacji oraz dostatni standard życia. Sposób wykonywania obliczeń zmienił się w ostatnich dekadach (Antczak, 2012). Obecnie HDI wyznaczany jest jako średnia geometryczna znormalizowanych indeksów dla każdego z tych wymiarów.

Na podstawie wskaźnika, który przyjmuje wartości od 0 do 1, wszystkie kraje świata grupowane są następująco:

- bardzo wysoko rozwinięte — 0,800 i powyżej,
- wysoko rozwinięte — od 0,700 do 0,799,
- przeciętnie rozwinięte — od 0,550 do 0,699,
- słabo rozwinięte — poniżej 0,550.

Do grupy krajów bardzo wysoko i wysoko rozwiniętych zalicza się ok. 30% państw, do przeciętnie rozwiniętych — ok. 51%, a do słabo rozwiniętych — ok. 19% (Śleszyński, 2016). Według opracowywanych co roku Human Development Reports liderem rankingu HDI od 2009 r. jest nieprzerwanie Norwegia, dla której w 2016 r. wskaźnik wynosił 0,949.

Analizie poddano 230 krajów, w tym 51 wysoko rozwiniętych. Inne wysoko sklasyfikowane państwa to: Australia, Szwajcaria, Holandia, Stany Zjednoczone, Niemcy i Nowa Zelandia. Polska przez lata utrzymywała zbliżoną pozycję, oscylując pomiędzy 30. a 40. miejscem w grupie państw bardzo wysoko rozwiniętych. Wzrost HDI przy jednoczesnym utrzymywaniu się stałej pozycji w rankingu może świadczyć o wolniejszym tempie wzrostu społeczno-ekonomicznego naszego kraju na tle innych.

Badanie rozwoju regionów jest ściśle związane z problematyką konwergencji. Termin ten wywodzi się z neoklasycznej teorii rozwoju ekonomicznego i zyskał popularność wśród światowych badaczy w latach 80. i 90. ub. wieku, natomiast w Polsce dopiero po wstąpieniu naszego kraju do UE (Wędrowska i Wojciechowska, 2015). Polska jest jednakże jednym z największych beneficjentów polityki spójności, mającej na celu niwelowanie dysproporcji w rozwoju regionów (Kusideł, 2013). Konwergencję definiuje się jako zbieżność ścieżek wzrostu do stanu równowagi lub jako wyrównywanie się poziomu bogactwa między regionami (Kosmański, 2016). pomiędzy krajami UE występuje stosunkowo swobodny przepływ dóbr, kapitału, siły roboczej i technologii (Batóg, 2010).

Celem badania jest dokonanie oceny rozwoju społeczno-ekonomicznego województw w Polsce z wykorzystaniem HDI. Sformułowano hipotezę, że na przestrzeni badanego okresu przybierał on na sile, przy jednoczesnym pogłębianiu się różnic pomiędzy regionami.

METODOLOGIA I DANE

W badaniu wykorzystano dane z Banku Danych Lokalnych GUS oraz Rocznika Statystycznego Województw za lata: 1995, 2010, 2013 i 2015. Zastosowano wskaźnik HDI, który wykorzystuje następujące zmienne:

- przeciętne dalsze trwanie życia w momencie narodzin, które wyrażać ma środowiskowe i medyczne uwarunkowania jakości życia,
- średnią liczbę lat edukacji mieszkańców w wieku 25 lat i więcej,
- oczekiwaną liczbę lat edukacji dzieci rozpoczynających kształcenie,
- dochód narodowy *per capita* liczony według parytetu siły nabywczej.

Pierwszą składową wyznacza się jako:

$$LEI = \frac{LE - \min LE}{\max LE - \min LE} \quad (1)$$

gdzie:

LEI — indeks przeciętnego dalszego trwania życia (Life Expectancy Index),
 LE — przeciętne dalsze trwanie życia (Life Expectancy),
 $\min LE = 25$ (według Human Development Report),
 $\max LE = 85$ (według Human Development Report).

Drugi element, dotyczący edukacji, to:

$$EI = \frac{MYSI + EYSI}{2} \quad (2)$$

$$MYSI = \frac{MYS}{13,2} \quad (3)$$

$$EYSI = \frac{EYS}{20,6} \quad (4)$$

gdzie:

EI — indeks edukacji (Education Index),
 MYS — średnia liczba lat edukacji mieszkańców w wieku 25 lat i więcej (Mean Years of Schooling),
 $MYSI$ — indeks średniej liczby lat edukacji mieszkańców w wieku 25 lat i więcej (Mean Years of Schooling Index),

- EYS* — przeciętna liczba lat edukacji dzieci rozpoczynających kształcenie (Expected Years of Schooling),
EYSI — indeks przeciętnej liczby lat edukacji dzieci rozpoczynających kształcenie (Expected Years of Schooling Index).

Trzeci — ekonomiczny — element wskaźnika HDI to:

$$GDPI = \frac{\log(GDP) - \log(\min GDP)}{\log(\max GDP) - \log(\min GDP)} \quad (5)$$

$$\min GDP = 100 \quad (6)$$

$$\max GDP = 40000 \quad (7)$$

gdzie:

- GDPI* — indeks PKB *per capita* (Gross Domestic Product Index),
GDP — PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (PPP).

Wskaźnik *HDI* jest geometryczną średnią trzech przedstawionych miar:

$$HDI = \sqrt[3]{LEI \cdot EI \cdot GDPI} \quad (8)$$

Różnicę pomiędzy województwami zbadano za pomocą klasycznych miar zróżnicowania — odchylenia standardowego $S(x)$ oraz klasycznego współczynnika zmienności V_s (Bąk, Markowicz, Mojsiewicz i Wawrzyniak, 2015, s. 10 i 11). Wyznaczono również relację wartości maksymalnej do minimalnej w przypadku każdego badanego wskaźnika (*LEI*, *EI*, *GDPI* i *HDI*) na początku i na końcu badanego okresu.

OCENA WYNIKÓW

Poniżej zostały przedstawione poszczególne składowe wskaźnika HDI w województwach Polski.

LEI — indeks przeciętnego dalszego trwania życia

Przeciętne dalsze trwanie życia osiągało najwyższe wartości w 2015 r. w woj.: małopolskim, podkarpackim i podlaskim, co oznacza, że mieszkańcy tych województw średnio żyją dłużej niż pozostałych. Najniższe wartości przeciętnego dalszego trwania życia zaobserwowano w woj.: łódzkim, śląskim i lubuskim. Osoby zamieszkujące w wymienionych województwach żyją przeciętnie krócej niż pozostali mieszkańcy Polski. Wartości *LEI* w omawianych latach przedstawiono w tabl. 1.

TABL. 1. INDEKS PRZECIĘTNEGO DALSZEGO TRWANIA ŻYCIA WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Wyszczególnienie	1995	2010	2013	2015	2015/1995
Dolnośląskie	0,78	0,86	0,87	0,87	1,12
Kujawsko-Pomorskie	0,77	0,85	0,87	0,88	1,14
Lubelskie	0,78	0,84	0,84	0,88	1,13
Lubuskie	0,79	0,85	0,87	0,87	1,09
Łódzkie	0,77	0,85	0,86	0,85	1,10
Małopolskie	0,76	0,83	0,89	0,90	1,18
Mazowieckie	0,80	0,88	0,88	0,89	1,11
Opolskie	0,79	0,86	0,87	0,88	1,11
Podkarpackie	0,79	0,86	0,89	0,90	1,14
Podlaskie	0,81	0,88	0,88	0,89	1,09
Pomorskie	0,80	0,87	0,88	0,88	1,10
Śląskie	0,79	0,87	0,86	0,86	1,09
Świętokrzyskie	0,78	0,84	0,87	0,87	1,12
Warmińsko-Mazurskie	0,80	0,86	0,86	0,87	1,09
Wielkopolskie	0,78	0,85	0,87	0,87	1,12
Zachodniopomorskie	0,78	0,86	0,86	0,87	1,12
Maksimum/minimum	1,07	1,06	1,06	1,06	—

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Za pomocą indeksu jednopodstawowego scharakteryzowano dla każdego województwa dynamikę badanej zmiennej w 2015 r. w porównaniu z 1995 r. Średnia długość życia, pomimo zróżnicowanego tempa, zwiększała się we wszystkich województwach. Wzrastał także LEI, a jego największą zwyżkę w 2015 r. w stosunku do roku bazowego (1995) zaobserwowano w woj. małopolskim, podkarpackim i kujawsko-pomorskim. Inaczej sytuacja kształtowała się w woj. lubuskim, podlaskim, śląskim i warmińsko-mazurskim — przyrost wskaźnika był tam najmniejszy.

EI — indeks edukacji

W tabl. 2 przedstawiono kształtowanie się indeksu edukacji (średnia liczba lat edukacji dla dorosłych i oczekiwana liczba lat edukacji dla dzieci) w ujęciu wojewódzkim w omawianych latach.

TABL. 2. INDEKS EDUKACJI WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Wyszczególnienie	1995	2010	2013	2015	2015/1995
Dolnośląskie	0,72	0,85	0,86	0,90	1,24
Kujawsko-Pomorskie	0,73	0,80	0,80	0,81	1,11
Lubelskie	0,73	0,82	0,83	0,85	1,16
Lubuskie	0,74	0,75	0,72	0,73	0,99
Łódzkie	0,74	0,84	0,83	0,85	1,15
Małopolskie	0,71	0,84	0,88	0,92	1,30
Mazowieckie	0,77	0,88	0,90	0,95	1,23
Opolskie	0,68	0,76	0,76	0,78	1,14
Podkarpackie	0,71	0,76	0,76	0,78	1,09
Podlaskie	0,73	0,81	0,81	0,80	1,10
Pomorskie	0,71	0,82	0,83	0,87	1,22

TABL. 2. INDEKS EDUKACJI WEDŁUG WOJEWÓDZTW (dok.)

Wyszczególnienie	1995	2010	2013	2015	2015/1995
Śląskie	0,74	0,82	0,79	0,82	1,11
Świętokrzyskie	0,75	0,81	0,79	0,79	1,06
Warmińsko-Mazurskie	0,73	0,78	0,76	0,76	1,05
Wielkopolskie	0,73	0,82	0,84	0,88	1,21
Zachodniopomorskie	0,75	0,80	0,78	0,79	1,05
Maksimum/minimum	1,13	1,17	1,25	1,29	—

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

We wszystkich województwach z wyjątkiem lubuskiego wystąpił wzrost badanego indeksu, przy czym największy zaobserwowano dla woj.: małopolskiego, dolnośląskiego, mazowieckiego i pomorskiego. Najgorsza sytuacja pod względem liczby lat edukacji była w woj.: lubuskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim. Zachodniopomorskie na początku badanego okresu charakteryzowało się wyższymi o 3% niż przeciętna wartościami indeksu edukacji, natomiast na końcu — o 5% niższymi niż przeciętna wyznaczona dla całego kraju. Oznacza to, że tempo rozwoju w badanym aspekcie w woj. zachodniopomorskim było niższe niż w całej Polsce.

Zwiększenie liczby lat edukacji to efekt dążenia do zdobycia wykształcenia, ale może ono też wynikać z braku odpowiednich miejsc pracy (Peter-Bombik i Szczudlińska-Kanoś, 2015; Łopatka, 2016; Pasternak-Malicka, 2014).

GDPI — indeks PKB

TABL. 3. GDPI WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Wyszczególnienie	1995	2010	2013	2015	2015/1995
Dolnośląskie	0,78	0,86	0,89	0,94	1,21
Kujawsko-Pomorskie	0,77	0,85	0,83	0,89	1,15
Lubelskie	0,78	0,84	0,81	0,86	1,10
Lubuskie	0,79	0,85	0,84	0,89	1,13
Łódzkie	0,77	0,85	0,85	0,91	1,18
Małopolskie	0,76	0,83	0,85	0,91	1,19
Mazowieckie	0,80	0,88	0,94	1,00	1,25
Opolskie	0,79	0,86	0,83	0,89	1,12
Podkarpackie	0,79	0,86	0,81	0,87	1,10
Podlaskie	0,81	0,88	0,81	0,87	1,07
Pomorskie	0,80	0,87	0,86	0,92	1,15
Śląskie	0,79	0,87	0,88	0,93	1,18
Świętokrzyskie	0,78	0,84	0,82	0,87	1,11
Warmińsko-Mazurskie	0,80	0,86	0,81	0,87	1,08
Wielkopolskie	0,78	0,85	0,88	0,94	1,20
Zachodniopomorskie	0,78	0,86	0,84	0,90	1,15
Maksimum/Minimum	1,07	1,06	1,17	1,16	—

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W dalszej kolejności przeanalizowano zmiany indeksu *GDPI* w latach 1995—2015, wyznaczonego na podstawie PKB według parytetu siły nabywczej. W 1995 r. kształtował się on na podobnym poziomie dla większości województw. To samo zaobserwowano dla 2010 r. — zmienna charakteryzowała się niską dyspersją i przyjmowała wartości od 0,83 do 0,88. W 2013 r. nastąpił wyraźny wzrost *GDPI* dla części województw (np. mazowieckiego, dolnośląskiego i wielkopolskiego) oraz spadek dla innych (np. podkarpackiego, lubelskiego i podlaskiego). W 2015 r. odnotowano wzrost wskaźnika dla wszystkich województw w kraju. Jego zróżnicowanie w 2015 r. było większe niż na początku badanego okresu. Relacja wartości maksymalnej do minimalnej wynosiła 1,07 w 1995 r. i 1,16 w 2015 r., co oznacza, że między województwami zwiększały się różnice w rozwoju społecznym.

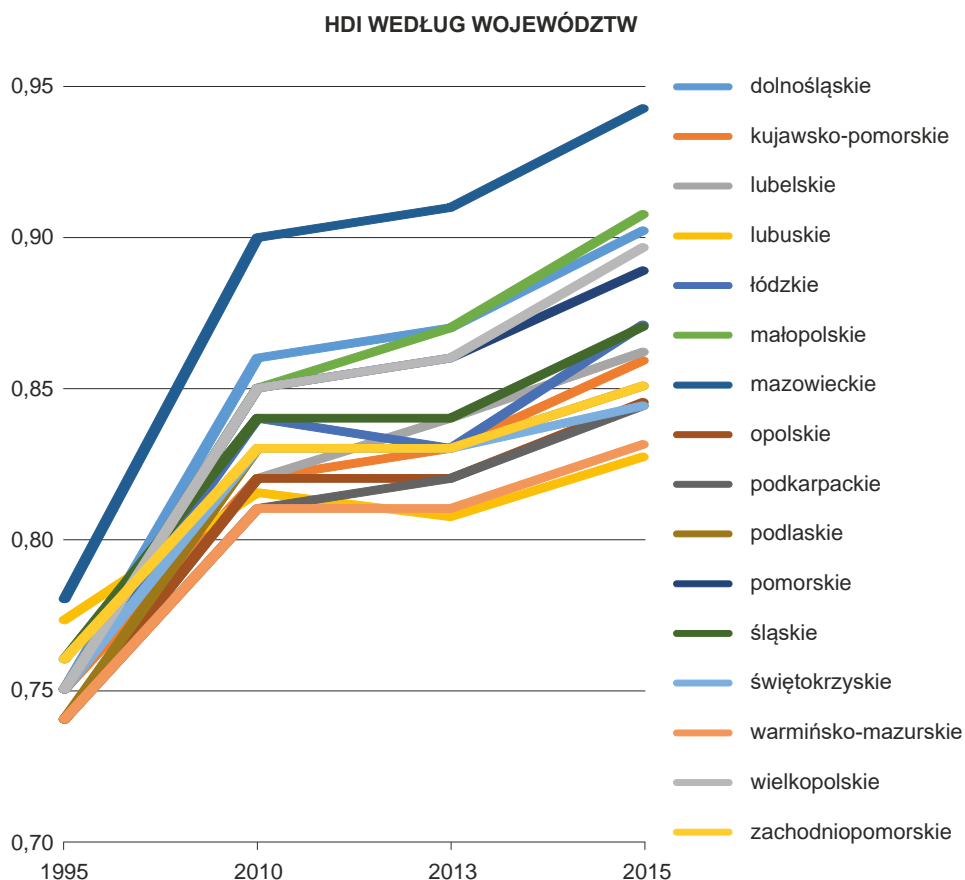
HDI w województwach Polski

Na wykresie zaprezentowano kształtowanie się wskaźnika *HDI* w latach 1995—2015, jak zaobserwowano wzrastał on systematycznie dla wszystkich województw. Początek badania obejmował okres przed wejściem Polski do UE, a warto zaznaczyć, że dostęp do funduszy europejskich miał istotne znaczenie dla rozwoju województw. Był jedną z przyczyn wyżki *GDPI*, a co za tym idzie — *HDI*.

W badanym okresie największy wzrost zaobserwowano dla woj.: mazowieckiego, małopolskiego, dolnośląskiego i wielkopolskiego. Najmniej zmieniły się wartości wskaźnika dla woj.: świętokrzyskiego, warmińsko-mazurskiego i zachodniopomorskiego. W 1995 r. *HDI* osiągnął najniższy poziom, a w kolejnych latach nastąpiła jego zwyżka, ale można stwierdzić, że w 2010 i 2013 r. wartości były stosunkowo podobne. Spadek wskaźnika odnotowano jedynie w woj. lubuskim — dotyczył on 2013 r. w porównaniu z 2010 r. Jego powodem było pogorszenie się sytuacji w zakresie kształcenia (spadek indeksu edukacji).

W 2015 r. nastąpił wyraźny wzrost *HDI* dla wszystkich województw. Na koniec okresu badawczego najkorzystniejszą sytuację odnotowano w woj. mazowieckim, dolnośląskim i małopolskim. Najłabsze wyniki, jeśli chodzi o trzy badane aspekty (trwanie życia, edukację i PKB), osiągnęły woj.: lubuskie, warmińsko-mazurskie, podkarpackie i świętokrzyskie. Należy jednak zwrócić uwagę na zmniejszoną skalę osi, na której przedstawiono wartości *HDI* — od 0,7 do 1,0. Wywołuje to wrażenie, że wzrost badanego wskaźnika był silniejszy niż w rzeczywistości.

Warto zauważyć, że zróżnicowanie między województwami pod względem rozwoju społeczno-ekonomicznego się pogłębiało. Relacja wartości maksymalnej do minimalnej wynosiła 1,05 w 1995 r. i 1,13 w 2015 r. Oznacza to, że maksymalna wartość *HDI* na początku badanego okresu (1995 r.) była o 5% wyższa niż minimalna, natomiast na końcu (w 2015 r.) — o 13% wyższa. Prawidłowość tę potwierdzają klasyczne miary zróżnicowania. W 1995 r. odchylenie standardowe *HDI* wyniosło 0,01, a w 2015 r. — 0,03. W 1995 r. klasyczny wskaźnik zmienności równał się 1%, a na końcu badanego okresu — 4%. Należy podkreślić, że *HDI* jest zmienną standaryzowaną o obszarze zmienności od 0 do 1.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Podsumowanie

Wskaźnik *HDI* to szeroko stosowana miara rozwoju społeczno-ekonomicznego. Badanie wykazało, że Polska się rozwija, przy czym zwiększają się różnice pomiędzy województwami, jeśli chodzi o przeciętne dalsze trwanie życia, postęp ekonomiczny i edukację. Systematyczna zwyżka *HDI* w latach 1995—2015 wynikała głównie ze wzrostu przeciętnego dalszego trwania życia i poprawy sytuacji w zakresie edukacji. Najślabszy wpływ na nią miały zmiany PKB w poszczególnych województwach.

Najwyższe wartości *HDI* osiągnęły woj.: mazowieckie, małopolskie, dolnośląskie i wielkopolskie — ze stolicami w największych i najlepiej rozwiniętych polskich miastach. Ich pozycja wynika nie tylko z wysokich wartości wszystkich składowych wskaźnika, ale też z faktu, że na ich terenach znajdują się główne ośrodki przemysłu i handlu. Najślabiej rozwinięte okazały się woj.: lubuskie, warmińsko-mazurskie, podkarpackie i świętokrzyskie — oddalone od centrum kraju, bez silnych ośrodków przemysłu.

Warto nadmienić, że przy porównywaniu województw należy uwzględnić wiele innych wskaźników. Stiglitz, Sen i Fitoussi (2009) podkreślają konieczność włączania do konstrukcji mierników poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego zmiennych pozadochodowych. W dalszych badaniach planowane jest rozszerzenie wskaźników o współczynnik migracji, stopę bezrobocia, współczynnik urodzeń oraz czas pracy domowej.

dr Marta Hozer-Koćmiel — Uniwersytet Szczeciński

LITERATURA

- Aksentijević, N., Ježić, Z. (2017). Measuring the Development of Human Resources with the Usage of Human Development Index in Selected CEE Countries. *Przedsiębiorczość Międzynarodowa*, 3(1), 109—121.
- Antczak, R. (2012). Nowe ujęcie wskaźnika rozwoju społecznego HDI. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów*, 117, SGH.
- Arak, P., Ivanov, A., Peleah, M., Płoszaj, A., Rakocy, K., Rok, J., Wyszkowski, K. (2012). *Krajowy raport o rozwoju społecznym. Polska 2012. Rozwój regionalny i lokalny*. Warszawa: Ministerstwo Rozwoju Regionalnego — Biuro Projektowe UNDP w Polsce.
- Batóg, J. (2010). *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Bąk, I., Markowicz, I., Mojsiewicz, M., Wawrzyniak, K. (2015). *Wzory i tablice statystyczne. Metody statystyczne i ekonometryczne*. Warszawa: Wydawnictwo CeDeWu.
- Drelich-Skulska, B., Domiter, M., Michalczyk, W. (2015). Jabłko niezgody: regionalne wyzwania współczesnej gospodarki światowej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 407.
- Human Development Reports za lata 1995—2015. Pobrane z: <http://hdrstats.undp.org>.
- Kisiała, W. (2016). Nierówności regionalne a wzrost gospodarczy — weryfikacja hipotezy odwróconego U Williamsona. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 439, 167—177.
- Kosmański, R. (2016). Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym. *Wiadomości Statystyczne*, 61(2), 47—61.
- Kusideł, E. (2013). Convergence of Regional Human Development Indexes in Poland. *Comparative Economic Research*, 16(1), 87—102.
- Łopatka, A. (2016). Analiza sytuacji osób młodych na rynku pracy w Polsce w kontekście założeń Strategii Europa 2020. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 417, 105—114.
- Markowska, M. (2017). Wykorzystanie modeli logitowych w badaniach regionalnych — krótki przegląd. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 476, 9—17.
- Pasternak-Malicka, M. (2014). Sytuacja na rynku pracy młodych osób i jej wpływ na podejmowanie pracy nielegalnej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 346, 151—165.
- Peter-Bombik, K., Szczudlińska-Kanoś, A. (2015). Młodzi ludzie na rynku pracy jako wyzwanie dla polityki społecznej wybranych polskich województw. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 394, 118—126.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., Fitoussi, J.-P. (2009). *Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress*. Paryż. Pobrane z: <http://www.stiglitzsen-fitoussi.fr/en/index.htm>.
- Śleszyński, J. (2016). Nowe spojrzenie na wskaźnik rozwoju społecznego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 435, 40—54.
- Wędrowska, E., Wojciechowska, K. (2015). Konwergencja gospodarcza w województwach Polski w latach 2000—2012. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 36, 403—412.

Summary. *The aim of this article is to examine the level of socio-economic development of voivodships using HDI (Human Development Index), which considers life expectancy at birth, number of years of schooling and GDP per capita in purchasing power parity. The hypothesis about the increase in the level of voivodships development with simultaneous growth of differences between them was formulated. Statistics Poland's data for the years 1995, 2010, 2013 and 2015 were used in the research.*

The research showed that HDI was growing systematically for all voivodships in the years 1995-2015 and confirmed the deepening diversification of voivodships in terms of socio-economic development. The most developed were such voivodships as: Mazowieckie, Małopolskie, Wielkopolskie and Dolnośląskie, whereas, the least developed ones were: Lubuskie, Warmińsko-Mazurskie, Podkarpackie and Świętokrzyskie.

Keywords: socio-economic development, HDI (Human Development Index), comparative analysis, voivodships.

Nataliia CHUGAIEVSKA
Tomasz TOKARSKI

Wpływ zmian PKB na przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia na Ukrainie

Streszczenie. *Celem badania jest zobrazowanie przestrzennego zróżnicowania PKB per capita i stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy w latach 2004—2015. Zbadano również oddziaływanie stóp wzrostu PKB oraz opóźnionej o rok stopy bezrobocia na jej przyrost. W tym celu wykorzystano metody ekonometrii panelowej (regresja z efektami indywidualnymi). W badaniu posłużono się danymi publikowanymi przez ukraiński urząd statystyczny.*

W początkowych latach analizowanego okresu Ukraina rozwijała się bardzo szybko, co prowadziło do wzrostu zatrudnienia i spadku bezrobocia. Światowy kryzys finansowy wpłynął na jednoroczną recesję i skokowy wzrost bezrobocia. Po wydarzeniach w latach 2013 i 2014 (Euromajdan) nastąpił spadek PKB, połączony ze wzrostem bezrobocia. Procesy te w największym stopniu zaznaczyły się w obwodach Ukrainy Wschodniej, w szczególności w ługańskim i donieckim.

Słowa kluczowe: Ukraina, PKB, stopa bezrobocia, analizy regionalne.

JEL: C01, E01, E23, E24, P48

Niniejsze opracowanie zawiera opisowe i statystyczne analizy oddziaływania zmian PKB na przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia na Ukrainie w latach 2004—2015. Przeprowadzono je na podstawie danych ukraińskiego urzędu statystycznego — Państwowej Służby Statystyki Ukrainy (PSSU)¹ za analizowany okres, pochodzących z publikacji *Statystychnyi zbirnyk „Regiony Ukrainy”* (PSSU, 2005—2016).

Kształtowanie się PKB *per capita* oraz stopy bezrobocia analizowano w kilku podokresach:

- 2004—2008, kiedy gospodarka ukraińska rozwijała się bardzo szybko (średnioroczna stopa wzrostu PKB *per capita* wynosiła 5,91%)²;

¹ www.ukrstat.gov.ua.

² Dla porównania, średnioroczna stopa wzrostu PKB *per capita* w dużych krajach Unii Europejskiej wynosiła wówczas: 5,52% w Polsce, 2,38% w Niemczech, 1,92% w Hiszpanii, 1,55% we Francji oraz 0,92% we Włoszech. W Federacji Rosyjskiej PKB *per capita* rósł w latach 2004—2009 w tempie 8,00% (obliczenia własne na podstawie danych UNECE — <http://w3.unecce.org>). Szerzej na ten temat np. Filipowicz i Tokarski, 2016.

- 2009—2015 — lata światowego kryzysu finansowego, kiedy średnioroczna stopa wzrostu PKB *per capita* spadła do $-2,31\%$;
- 2014 i 2015 r. — okres po Euromajdanie³, kiedy PKB *per capita* w gospodarce ukraińskiej spadał w średniorocznym tempie $5,42\%$.

Przyjęto założenie — które następnie poddano weryfikacji statystycznej — że podstawowym czynnikiem wpływającym na zmiany stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy były zmiany PKB. Nie oznacza to, że zmiany tej zmiennej makroekonomicznej stanowiły jedyny czynnik wpływający na kształtowanie się bezrobocia, niemniej jednak (zdaniem autorów) w przypadku gospodarki ukraińskiej były czynnikiem podstawowym. Istotne dla kształtowania się przestrzennego zróżnicowania bezrobocia mogą być także np. nakłady inwestycyjne (których dynamika w ukraińskich obwodach w dużej mierze pokrywa się z dynamiką PKB) czy też procesy migracyjne, a szczególnie migracje zewnętrzne. Procesy te jednak nie będą przedmiotem dalszych analiz.

OGÓLNA CHARAKTERYSTYKA OBWODÓW UKRAIŃSKICH

Ukraina podzielona jest na 24 obwody administracyjne, Republikę Autonomiczną Krymu oraz dwa miasta wydzielone — stołeczny Kijów i Sewastopol na Półwyspie Krymskim (mapa 1 i tabl. 1). Od 2014 r. (po Euromajdanie) Republika Autonomiczna Krymu i Sewastopol są okupowane przez Federację Rosyjską, w związku z czym dane PSSU dotyczące Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola odnoszą się do lat 2004—2013 lub 2004—2014.

Pod względem powierzchni największymi obwodami Ukrainy są: odeski (33,3 tys. km² — 5,5% powierzchni kraju), czernihowski i dnipropropetrowski (po 31,9 tys. km² — 5,3%) i charkowski (31,4 tys. km² — 5,2%), najmniejszymi zaś: czerniowiecki (8,1 tys. km² — 1,3%) oraz miasta wydzielone Sewastopol (0,9 tys. km² — 0,1%) i Kijów (0,8 tys. km² — 0,1%).

Największym potencjałem demograficznym w 2016 r. cechowały się obwody: doniecki (4265,1 tys. osób — 9,5% ludności kraju), dnipropropetrowski (3254,9 tys. osób — 7,2%), Kijów (2906,6 tys. osób — 6,4%), charkowski (2718,6 tys. osób — 6,0%), lwowski (2534,2 tys. osób — 5,6%), odeski (2390,3 tys. osób — 5,3%) i ługański (2205,4 tys. osób — 4,9%). Najmniejszą liczbę ludności notowano natomiast w obwodach kirowohradzkim (973,1 tys. osób — 2,2%) i czerniowieckim (909,9 tys. osób — 2,0%) oraz w Sewastopolu (385,9 tys. osób — 0,9% w 2014 r.).

Największymi ukraińskimi miastami są⁴: Kijów (2909,6 tys. mieszkańców), Charków (1449,7 tys.), Odessa (1010,8 tys.), Dniepr (983,8 tys.), Donieck (929,1 tys.), Zaporże (756,9 tys.), Lwów (728,4 tys.), Krzywy Róg (obwód dnipropropetrowski, 642,3 tys.), Mikołajów (493,6 tys.) i Mariupol (obwód doniecki, 453,6 tys.).

³ Tą nazwą określa się protesty społeczne na przełomie lat 2013/2014 organizowane przez ugrupowania prozachodnie.

⁴ Dane za 2016 r.

MAPA 1. PODZIAŁ ADMINISTRACYJNY UKRAINY



Źródło: opracowano na podstawie danych EuroGlobalMap udostępnianych przez EuroGeographics <http://www.eurogeographics.org/products-and-services/euroglobalmap>.

TABL. 1. PODSTAWOWE DANE O OBWODACH W 2016 R.^a

Obwody (stolica) Miasta wydzielone	Ludność		Powierzchnia	
	w tys. osób	w odsetkach	w tys. km ²	w odsetkach
Ukraina	45113,6	100,0	603,5	100,0
w tym bez terenów okupowanych przez Federację Rosyjską	42760,5	94,8	576,5	95,5
Republika Autonomiczna Krymu (Symfe- ropol)	1967,2	4,4	26,1	4,3
Charkowski (Charków)	2718,6	6,0	31,4	5,2
Chersoński (Chersoń)	1062,4	2,4	28,5	4,7
Chmielnicki (Chmielnicki)	1294,4	2,9	20,6	3,4
Czerkaski (Czerkasy)	1243,0	2,8	20,9	3,5
Czernihowski (Czernihów)	1045,0	2,3	31,9	5,3
Czerniwiecki (Czerniowce)	909,9	2,0	8,1	1,3
Dniepropetrowski (Dniepr ^b)	3254,9	7,2	31,9	5,3
Doniecki (Donieck)	4265,1	9,5	26,5	4,4
Iwanofrankiowski (Iwano-Frankiwska)	1382,3	3,1	13,9	2,3
Kijowski (Kijów)	1732,2	3,8	28,1	4,7
Kirowohradzki (Kropywnycki)	973,1	2,2	24,6	4,1
Lwowski (Lwów)	2534,2	5,6	21,8	3,6
Ługański (Ługańsk)	2205,4	4,9	26,7	4,4
Mikołajowski (Mikołajów)	1158,2	2,6	24,6	4,1
Odeski (Odessa)	2390,3	5,3	33,3	5,5

^a W przypadku Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola dane dotyczą 2014 r. ^b Do 2016 r. miasto nosiło nazwę Dniepropetrowsk.

TABL. 1. PODSTAWOWE DANE O OBWODACH W 2016 R.^a (dok.)

Obwody (stolica) Miasta wydzielone	Ludność		Powierzchnia	
	w tys. osób	w odsetkach	w tys. km ²	w odsetkach
Połtawski (Połtawa)	1438,9	3,2	28,8	4,8
Rówieński (Równe)	1161,8	2,6	20,1	3,3
Sumski (Sumy)	1113,3	2,5	23,8	3,9
Tarnopolski (Tarnopol)	1065,7	2,4	13,8	2,3
Winnicki (Winnica)	1602,2	3,6	26,5	4,4
Wołyński (Łuck)	1042,7	2,3	20,1	3,3
Zakarpcki (Użhorod)	1259,2	2,8	12,8	2,1
Zaporoski (Zaporoże)	1753,6	3,9	27,2	4,5
Żytomierski (Żytomierz)	1247,5	2,8	29,8	4,9
Kijów	2906,6	6,4	0,8	0,1
Sewastopol	385,9	0,9	0,9	0,1

a W przypadku Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola dane dotyczą 2014 r.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie www.ukrstat.gov.ua.

Na potrzeby analizy wyróżniono pięć grup obwodów:

- Ukraina Zachodnia — obwody: chmielnicki, czerniowiecki, iwanofrankiwski, lwowski, rówieński, tarnopolski, wołyński i zakarpcki⁵;
- Ukraina Północna — Kijów oraz obwody: czernihowski, kijowski, sumski i żytomierski;
- Ukraina Wschodnia — obwody: charkowski, doniecki, ługański i zaporoski;
- Ukraina Południowa — Republika Autonomiczna Krymu, obwody: chersoński, mikołajowski i odeski oraz Sewastopol;
- Ukraina Centralna — obwody: czerkaski, dnipropropetrowski, kirowohradzki, połtawski i winnicki.

W obwodach Ukrainy Zachodniej, gdzie w 2015 r. mieszkało 10657,6 tys. osób (24,9% populacji kraju), wytwarzano PKB o wartości 322,7 mld hrywien (16,2% ukraińskiego PKB). W pozostałych grupach obwodów wskaźnik ten wynosił⁶:

- na Ukrainie Północnej (8048,3 tys. mieszkańców, 18,8% populacji) — 672,7 mld hrywien (33,8%);
- na Ukrainie Wschodniej (10978,7 tys. mieszkańców, 25,6% populacji) — 352,8 mld hrywien (17,7%);
- na Ukrainie Południowej bez Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola (4619,8 tys. mieszkańców, 10,8% populacji) — 180,2 mld hrywien (9,1%);
- na Ukrainie Centralnej (8540,5 tys. mieszkańców, 19,9% populacji) — 460,2 mld hrywien (23,1%).

⁵ W okresie międzywojennym stolice tych obwodów (z wyjątkiem Chmielnickiego) znajdowały się poza granicami ZSRR i tym samym Ukraińskiej SRR.

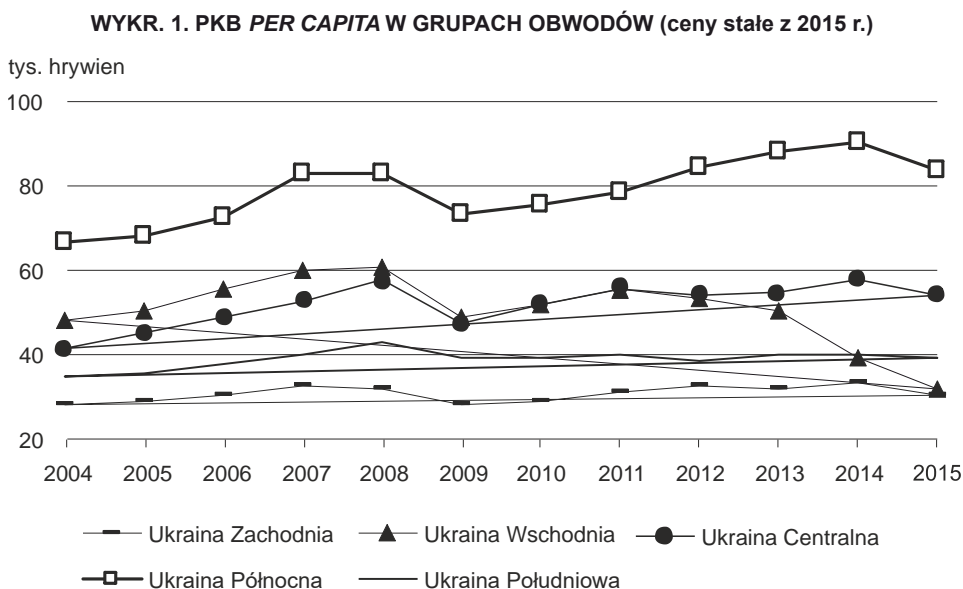
⁶ W 2013 r., przed aneksją Półwyspu Krymskiego przez Federację Rosyjską, w wyróżnionych grupach obwodów liczba mieszkańców (w % populacji kraju) oraz PKB (w % ukraińskiego PKB) wynosiły odpowiednio: na Ukrainie Zachodniej — 23,5% i 14,4%, na Ukrainie Północnej — 17,7% i 30,1%, na Ukrainie Wschodniej — 24,5% i 23,6%, na Ukrainie Południowej z Republiką Autonomiczną Krymu i Sewastopolem — 15,4% i 11,8%, zaś na Ukrainie Centralnej — 18,0% i 20,1%.

Do najbardziej zurbanizowanych należą obwody Ukrainy Wschodniej (stopa urbanizacji w 2015 r. — 85,3%), a następnie obwody Ukrainy Północnej (76,5%), Ukrainy Centralnej (67,5%) i Ukrainy Południowej (65,9%). Najmniejszy odsetek ludności mieszkającej w miastach notuje się na Ukrainie Zachodniej (49,9%).

Spośród 10 największych ukraińskich miast jedno położone jest na Ukrainie Zachodniej (Lwów), jedno na Ukrainie Północnej (Kijów), cztery na Ukrainie Wschodniej (Charków, Donieck, Zaporozże i Mariupol) oraz po dwa na Ukrainie Południowej (Odessa i Mikołajów) oraz Ukrainie Centralnej (Dniepr i Krzywy Róg).

ZRÓŻNICOWANIE PKB PER CAPITA

Na wyk. 1 zilustrowano kształtowanie się PKB *per capita* w grupach obwodów w latach 2004—2015⁷.



Źródło: jak przy tabl. 1.

Wyraźnie najwyższym PKB *per capita* charakteryzowała się Ukraina Północna. Badana zmienna w tej grupie obwodów wzrosła z 66,4 tys. hrywien w 2004 r.

⁷ Wszystkie podane na wyk. 1 i w dalszej części artykułu wielkości wyrażone w jednostkach pieniężnych przeliczono na ceny stałe z 2015 r. Ukraiński PKB w 2015 r. wynosił 1988,5 mld hrywien (dane PSSU). Według UNECE (<http://w3.unece.org/PXWeb/en>) przy parytecie siły nabywczej (PPP) była to wartość 339,2 mld USD, czyli 100 hrywien w cenach stałych z 2015 r. odpowiadało ok. 17,1 USD. Analogiczne wskaźniki dla Polski w 2015 r. wynosiły odpowiednio: 1798,3 mld zł oraz 997,7 mld USD (100 zł przy PPP odpowiadało 55,5 USD). 100 hrywien było zatem odpowiednikiem 30,7 zł.

do 82,7 tys. hrywien w 2008 r. Następnie (po lekkim załamaniu w roku 2009) osiągnęła 88,2 tys. hrywien w 2013 r., a po Euromajdanie spadła do 83,6 tys. hrywien w 2015 r.

W obwodach Ukrainy Wschodniej PKB *per capita* wzrósł z 48,2 tys. hrywien na początku badanego okresu do 61,0 tys. hrywien w 2008 r., a następnie spadł do 50,1 tys. hrywien w 2013 r. i aż do 32,1 tys. hrywien na końcu omawianego okresu.

Ukraina Centralna początkowo charakteryzowała się niższym PKB *per capita* niż Ukraina Wschodnia i Północna, natomiast począwszy od 2012 r. poziom PKB *per capita* w tej grupie obwodów przewyższał pozostałe grupy poza Ukrainą Północną.

Ukraina Południowa charakteryzowała się znacznie niższym poziomem PKB *per capita* niż obwody Ukrainy Północnej oraz Centralnej, a do 2013 r. — również Ukrainy Wschodniej. Co więcej, luka rozwojowa pod względem analizowanej zmiennej między Ukrainą Południową a Ukrainą Północną i Centralną przekraczała 11 lat (w roku 2015 wartość PKB *per capita* na Ukrainie Południowej była niższa niż na Ukrainie Północnej i Centralnej w 2004 r.).

Podobnie kształtował się PKB *per capita* w obwodach Ukrainy Zachodniej, przy czym luka rozwojowa między tą a północną i centralną częścią kraju była jeszcze większa niż w przypadku obwodów Ukrainy Południowej.

Niski poziom rozwoju ekonomicznego⁸ Ukrainy Zachodniej wynikał w dużej mierze ze względów historycznych. W obwodach tych nie ma dużych miast (poza Lwowem), co przesądza o niskiej stopie urbanizacji i braku istotnych centrów rozwoju ekonomicznego o zasięgu ponadregionalnym. Ponadto w ciągu ostatnich kilkuset lat tereny te (z wyjątkiem obwodu chmielnickiego) znajdowały się na peryferiach państw, do których należały. Obwody wołyński i rówieński przed I wojną światową położone były bowiem na obrzeżach imperium rosyjskiego, w okresie międzywojennym — Polski, zaś w latach 1945—1991 — na peryferiach ZSRR. Obwody lwowski, iwanofrankiowski, tarnopolski, czerniowiecki i zakarpaccy do 1918 r. leżały na krańcach Austro-Węgier, w międzywojniu — Polski (z wyjątkiem obwodu zakarpaccy, który należał wówczas do Czechosłowacji), po wojnie zaś — na peryferiach ZSRR. Spowodowało to, że również po odzyskaniu niepodległości przez Ukrainę w 1991 r. nie pełniły one istotniejszej roli w rozwoju ekonomicznym kraju.

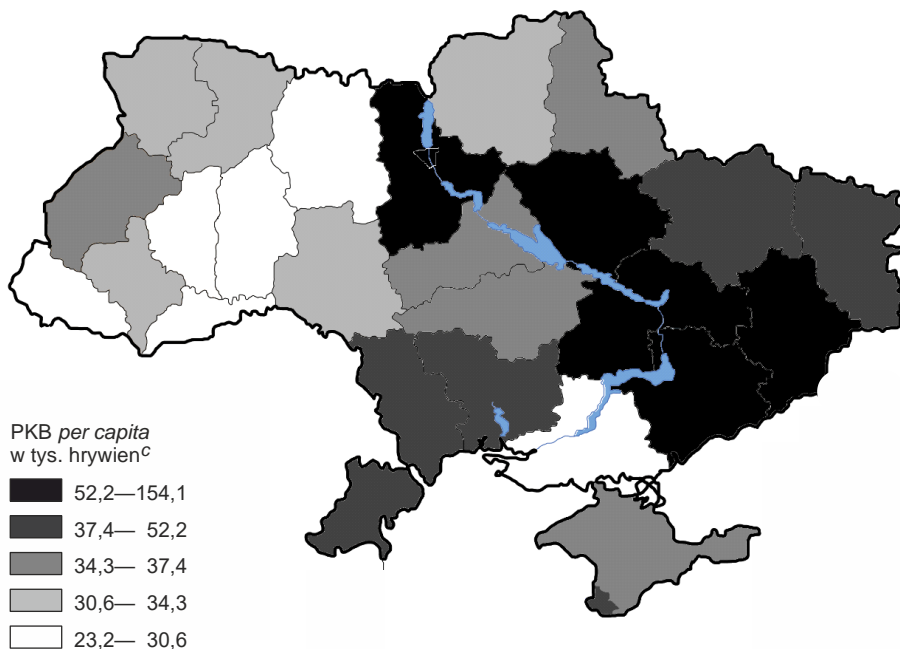
Na mapie 2 przedstawiono zróżnicowanie PKB *per capita* w ukraińskich obwodach w latach 2004—2015.

Najwyższą wartością PKB *per capita* cechował się stołeczny Kijów, będący centrum zarówno administracyjnym i politycznym, jak i naukowym, edukacyjnym, usługowym oraz komunikacyjnym, a także jednym z głównych centrów finansowych Ukrainy⁹.

⁸ Pisząc o poziomie rozwoju ekonomicznego, autorzy mają na myśli poziom owego rozwoju mierzonego PKB *per capita*.

⁹ To, że stolica państwa jest zarazem jego najlepiej rozwiniętym miastem, nie jest bynajmniej regułą. Dla przykładu, w Niemczech najbardziej rozwiniętymi miastami są Hamburg i Monachium, a nie stołeczny Berlin, we Włoszech zaś stołeczny region Lacjum jest znacznie gorzej rozwinięty niż Lombardia lub Trydent-Górna Adyga (np. Pastuszka i Tokarski, 2017).

MAPA 2. ZRÓŻNICOWANIE PKB *PER CAPITA*^a W OBYWODACH W LATACH 2004—2015^b
(ceny stałe z 2015 r.)



^a Liczone jako średnia arytmetyczna z realnego PKB *per capita* w kolejnych latach. ^b W przypadku Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola do 2013 r. ^c Przekształcone na lewostronnie.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W obwodach: dnipropropetrowskim, połtawskim, donieckim, kijowskim i zaporoskim średni poziom PKB *per capita* przekraczał 50 tys. hrywien. Stolica obwodu dnipropropetrowskiego — Dniepr — jest centrum finansowym Ukrainy, ważnym ośrodkiem życia politycznego i kulturalnego oraz centrum edukacyjnym; skupia się tu również istotna część ukraińskiego przemysłu ciężkiego. W obwodzie połtawskim znajdują się kopalnie rudy żelaza; ponadto wydobywa się tu ropę naftową i gaz ziemny. Obwód doniecki jest centrum górnictwa węgla kamiennego Ukrainy; rozwija się tu również przemysł hutniczy. Obwód kijowski stanowi naturalne zaplecze ekonomiczne metropolii kijowskiej, a obwód zaporoski to ośrodek przemysłu ciężkiego i energetycznego (wytwarza się tu ok. 25% energii elektrycznej na Ukrainie).

Do dobrze rozwiniętych należą także obwody: charkowski, odeski, mikołajowski i ługański oraz Sewastopol. Obwód charkowski słynie z przemysłu metalurgicznego, produkcji środków transportu i maszyn rolniczych. Rozwój obwodu odeskiego w dużej mierze związany jest z portem w Odessie. Sewastopol to również ważny port czarnomorski. Obwód mikołajowski stanowi istotny węzeł komunikacyjny (drogowy, kolejowy, morski, rzeczny i lotniczy) na południu Ukrainy, zaś obwód ługański należy do głównych ośrodków przemysłu ciężkiego i chemicznego.

Większość dobrze rozwiniętych ekonomicznie obwodów Ukrainy leży na lewym brzegu Dniepru (wyjątkiem są tylko obwody odeski i mikołajowski oraz kijowski, który leży po obu stronach rzeki). Z tego względu Dniepr na Ukrainie (podobnie jak Wisłę w Polsce) można wskazać jako granicę oddzielającą obszary dobrze rozwinięte od słabiej rozwiniętych.

Do tych drugich w analizowanym okresie należały obwody: iwanofrankiowski, rówieński i wołyński (Ukraina Zachodnia), czernihowski (Ukraina Północna) oraz winnicki (Ukraina Centralna). Najniższym PKB *per capita* cechowały się zaś obwody Ukrainy Zachodniej: chmielnicki, zakarpacki, tarnopolski i czerniowiecki, obwód żytomierski na północy kraju i obwód chersoński na południu.

Tablica 2 zawiera dane statystyczne dotyczące kształtowania się PKB *per capita* w obwodach Ukrainy w dwóch wyróżnionych na wstępie podokresach: 2004—2008 i 2009—2015, jak również wartości średniorocznej stopy wzrostu tej zmiennej w całym badanym okresie i w podokresach.

TABL. 2. PKB PER CAPITA W OBWODACH

Obwody Miasta wydzielone	PKB <i>per capita</i> ^a w tys. hrywien (ceny stałe z 2015 r.)		Średnioroczna stopa wzrostu PKB <i>per capita</i> w %		
	2004—2008	2009—2015	2004—2015	2004—2008	2009—2015
Republika Autonomiczna Krymu ^b	33,6	35,1	2,39	5,80	-0,26
Charkowski	48,9	49,2	1,31	7,26	-3,21
Chersoński	28,5	29,8	0,99	4,06	-0,73
Chmielnicki	29,5	30,9	1,40	4,03	-0,07
Czerkaski	34,0	38,8	3,15	7,62	0,68
Czernihowski	32,9	34,3	1,21	3,39	-0,02
Czerniowiecki	23,8	22,7	-0,48	4,99	-3,48
Dniepropetrowski	65,4	71,1	2,28	12,52	-3,15
Doniecki	64,6	52,4	-6,76	4,58	-12,68
Iwanofrankiowski	33,6	34,4	0,53	2,48	-0,57
Kijowski	46,8	59,9	3,84	8,43	1,29
Kirowohradzki	32,5	36,3	2,31	4,16	1,27
Lwowski	34,8	37,0	1,35	3,56	0,10
Ługański	42,6	33,6	-10,31	8,20	-19,43
Mikołajowski	40,4	41,5	0,71	2,97	-0,55
Odeski	45,4	45,0	-0,07	5,68	-3,21
Połtawski	58,4	62,1	2,10	3,21	1,47
Rówieński	31,5	30,1	0,49	3,17	-1,02
Sumski	33,1	35,2	1,99	4,96	0,34
Tarnopolski	23,8	25,9	1,59	5,32	-0,49
Winnicki	30,2	33,2	2,61	3,45	2,13
Wołyński	31,2	30,2	0,59	3,66	-1,13
Zakarpacki	27,2	25,6	-0,87	2,86	-2,95

a Liczone jako średnia arytmetyczna z realnego PKB *per capita* w kolejnych latach. b Do 2013 r.

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 2. PKB *PER CAPITA* W OBWODACH (dok.)

Obwody Miasta wydzielone	PKB <i>per capita</i> ^a w tys. hrywien (ceny stałe z 2015 r.)		Średnioroczna stopa wzrostu PKB <i>per capita</i> w %		
	2004—2008	2009—2015	2004—2015	2004—2008	2009—2015
Zaporoski	56,0	49,5	0,42	6,40	-2,85
Żytomierski	28,2	30,7	1,43	4,05	-0,04
Kijów	152,0	155,6	1,10	4,44	-0,75
Sewastopol ^b	40,4	42,6	2,76	6,12	0,14

a Liczone jako średnia arytmetyczna z realnego PKB *per capita* w kolejnych latach. b Do 2013 r.

Źródło: jak przy tabl. 1.

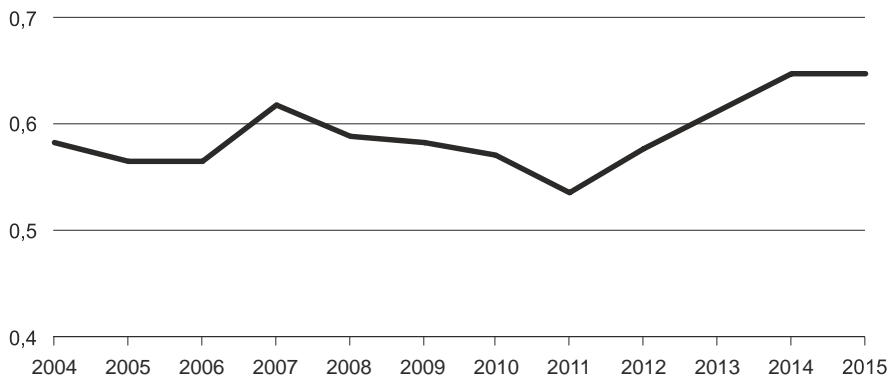
Zarówno w latach 2004—2008, jak i po 2008 r. najlepiej rozwinięte były Kijów oraz obwody: dniproperetrowski, doniecki i połtawski. W latach 2004—2008 w grupie tej znajdował się również obwód zaporoski, z kolei w latach 2009—2015 — obwód kijowski. Do najslabiej rozwiniętych ekonomicznie obwodów w obu analizowanych podokresach należały: chersoński, zakarpacki, czerniowiecki i tarnopolski; w latach 2004—2008 zaliczał się do nich również obwód żytomierski, a po 2008 r. — obwód rówieński.

Z analizy średniorocznej stopy wzrostu PKB *per capita* w całym badanym okresie wynika, że w 22 z 27 obwodów miała ona wartość dodatnią. Najwyższą stopę wzrostu PKB *per capita*, przekraczającą 3%, notowano w Kijowie (3,84%) i obwodzie czerkaskim (3,15%), a ponad 2% — w Sewastopolu (2,76%), obwodzie winnickim (2,61%), Republice Autonomicznej Krymu (2,39%) oraz obwodach kirowohradzkim (2,31%), dniproperetrowskim (2,28%) i połtawskim (2,10%). Ujemną średnioroczną stopę wzrostu notowano w obwodach: odeskim (-0,07%), czerniowieckim (-0,48%), zakarpackim (-0,87%), donieckim (-6,76%) i ługańskim (-10,31%). Oznacza to, że w tych obwodach realny PKB *per capita* w 2015 r. był niższy niż w roku 2004.

W latach prosperity gospodarki ukraińskiej wszystkie obwody cechowały się ponad 2-procentową średnioroczną stopą wzrostu PKB *per capita*. Najszybciej rozwijał się obwód dniproperetrowski (12,52%); następne w kolejności były: kijowski (8,43%), ługański (8,20%), czerkaski (7,62%) i charkowski (7,26%). Najwolniej rozwijały się obwody: wołyński (3,66%), lwowski (3,56%), winnicki (3,45%), czernihowski (3,39%), połtawski (3,21%), rówieński (3,17%), miłokajowski (2,97%), zakarpacki (2,86%) oraz iwanofrankiowski (2,48%).

Po 2008 r. tylko osiem obwodów cechowało się dodatnią średnioroczną stopą wzrostu PKB *per capita*: winnicki (2,13%), połtawski (1,47%), kijowski (1,29%), kirowohradzki (1,27%), czerkaski (0,68%), sumski (0,34%), Sewastopol (0,14%) i lwowski (0,10%). Najwyższe średnioroczne spadki tej zmiennej (ponad 3%) notowano zaś w obwodach: dniproperetrowskim (3,15%), charkowskim i odeskim (po 3,21%), czerniowieckim (3,48%), donieckim (12,68%) oraz ługańskim (19,43%). Obwody charkowski, doniecki i ługański znajdowały się w centrum konfliktu z Federacją Rosyjską lub w pobliżu terenów walk.

Szczególnie dramatyczne były spadki PKB *per capita* po Euromajdanie (w 2015 r. w stosunku do 2013 r.) w obwodach donieckim i ługańskim (w tym pierwszym o ponad 44%, w drugim — aż o ponad 71%).

WYKR. 2. WSPÓŁCZYNNIK ZMIENNOŚCI PKB *PER CAPITA* NA UKRAINIE

Źródło: jak przy tabl. 1.

Na wyk. 2 przedstawiono współczynnik zmienności PKB *per capita* na Ukrainie w latach 2004—2015. Wynika z niego, że do 2011 r. współczynnik ten był dość stabilny (oscylował wokół 0,58), a następnie zaczął rosnąć (z 0,53 w 2011 r. do 0,65 w 2015 r.). Oznacza to, że o ile przed rokiem 2011 nie występowała ani konwergencja, ani dywergencja PKB *per capita*, o tyle w następnych latach wystąpiły tendencje dywergencyjne (odwrotność tzw. σ -kowergencji w sensie Barro (1991)).

ZRÓŻNICOWANIE STOPY BEZROBOCIA¹⁰

Na wyk. 3 zilustrowano trajektorie stopy bezrobocia w grupach obwodów ukraińskich.

W latach 2004—2008 najwyższą stopę bezrobocia notowano w obwodach Ukrainy Zachodniej (ok. 8—11%). W pozostałych grupach obwodów wskaźnik ten był o ok. 2—3 p.proc. niższy.

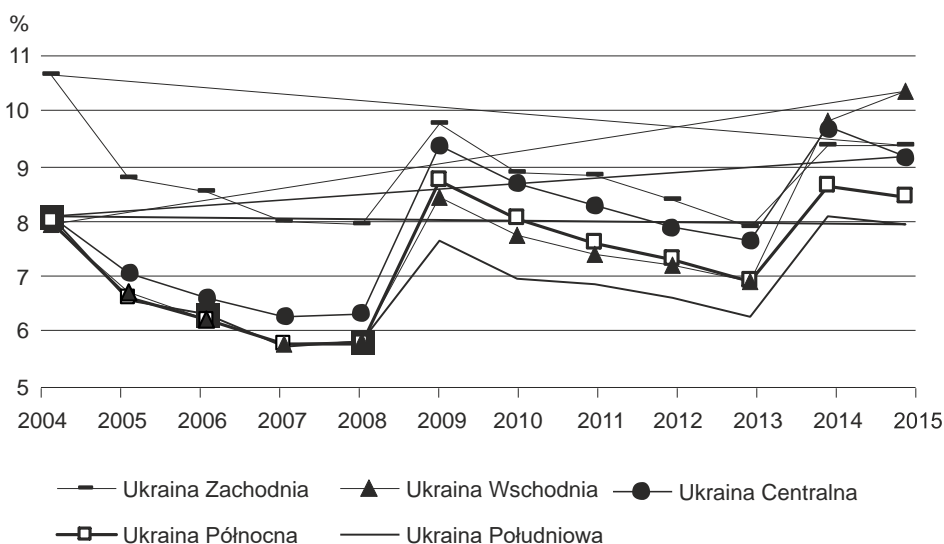
Szybki wzrost gospodarki ukraińskiej przed 2008 r. przyczynił się do wzrostu liczby pracujących w połączeniu ze spadkiem liczby bezrobotnych, co prowadziło do spadku stopy bezrobocia. Najszybciej bezrobocie spadało na Ukrainie Zachodniej (łączny spadek o 2,7 p.proc.), następnie na Ukrainie Południowej (2,3 p.proc.), Północnej (2,3 p.proc.) i Wschodniej (2,1 p.proc.), a najwolniej — na Ukrainie Centralnej (1,7 p.proc.). W całej gospodarce ukraińskiej stopa bezrobocia w 2008 r. była o 2,2 p.proc. niższa niż w roku 2004.

Kryzys finansowy oraz konflikt gazowy z Rosją (przełom lat 2008 i 2009), którego skutkiem była jednoroczna recesja w gospodarce ukraińskiej, doprowadził do wzrostu stopy bezrobocia w 2009 r. o 2,5 p.proc. w skali kraju. Najbardziej odczuwalny wzrost nastąpił w obwodach Ukrainy Centralnej (3,1 p.proc.)

¹⁰ Dane dotyczące stopy bezrobocia pochodzą z badań aktywności ekonomicznej ludności Ukrainy (PSSU, 2016). Szerzej na temat ukraińskiego bezrobocia por. np. Homiak (2015), Jarova (2015), Lysiuk i Kaflevska (2012) lub Paniuk (2013).

i Północnej (3,0 p.proc.). Na Ukrainie Wschodniej notowano wzrost o 2,6 p.proc., a na Ukrainie Południowej i Wschodniej — o 1,8 p.proc. Wskutek tego stopa bezrobocia w obwodach Ukrainy Centralnej zbliżyła się do stopy bezrobocia na zachodzie Ukrainy.

WYKR. 3. ZRÓŻNICOWANIE STOPY BEZROBOCIA W GRUPACH OBWODÓW



Źródło: jak przy tabl. 1.

Do roku 2013 wartość omawianej zmiennej we wszystkich grupach analizowanych obwodów spadała na Ukrainie Zachodniej z 9,8 do 7,9%, na Ukrainie Północnej z 8,7 do 6,9%, na Ukrainie Wschodniej z 8,4 do 6,9%, na Ukrainie Południowej z 7,7 do 6,3%, natomiast na Ukrainie Centralnej — z 9,4 do 7,6%. W 2014 r. w całym kraju notowano skokowy wzrost stopy bezrobocia o ok. 1,5—3,0 p.proc. Tendencja wzrostowa uwidoczniła się również w 2015 r. w obwodach Ukrainy Wschodniej, gdzie wartość PKB *per capita* wyraźnie zmalała. W większości pozostałych grup obwodów zanotowano wówczas niewielkie spadki stopy bezrobocia (poza Ukrainą Zachodnią, gdzie ta zmienna makroekonomiczna nieznacznie wzrosła).

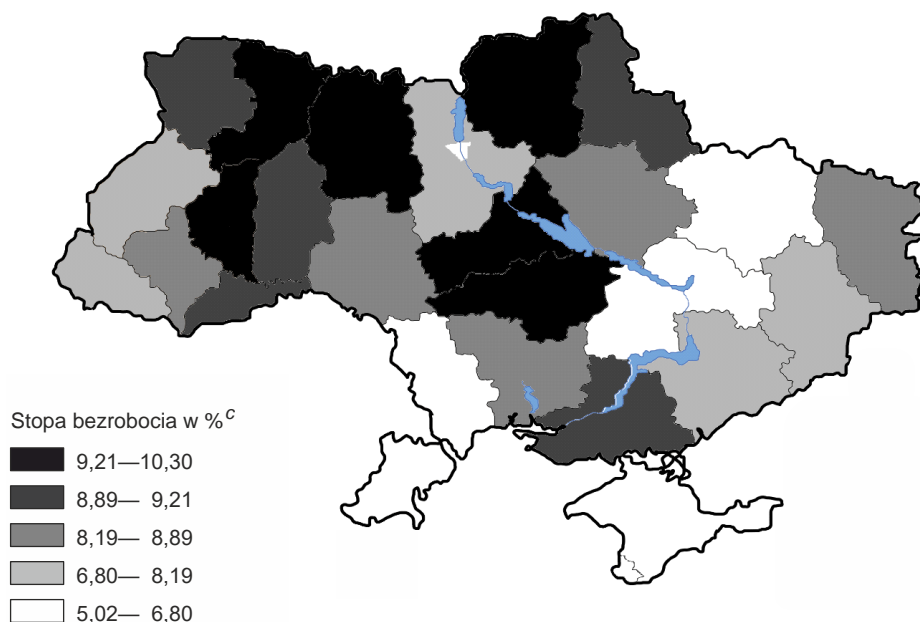
Na mapie 3 zilustrowano przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia na Ukrainie w całym badanym okresie.

Najwyższą stopą bezrobocia cechowały się obwody: rówieński (10,3%), tarnopolski (10,2%), i żytomierski (10,0%), czerkaski (9,6%), czernihowski (9,5%) i kirowohradzki (9,2%). Wysoka stopa bezrobocia występowała także w obwodach: chersońskim (9,1%), czerniowieckim, chmielnickim i sumskim (po 9,0%) oraz wołyńskim (8,9%).

Najniższą stopę bezrobocia notowano w Sewastopolu (5,0%), Kijowie (5,1%), Republice Autonomicznej Krymu (5,7%) oraz w obwodach: odeskim (5,8%), dniproperowskim (6,4%) i charkowskim (6,8%). Niskimi wartościami tej zmien-

nej charakteryzowały się również obwody: kijowski (6,8%), zaporoski (7,3%), doniecki (8,1%) oraz lwowski i zakarpaccy (po 8,2%).

MAPA 3. ZRÓŻNICOWANIE STOPY BEZROBOCIA^a W OBWODACH W LATACH 2004—2015^b



^a Średnia arytmetyczna z rocznych stóp bezrobocia. ^b W przypadku Republiki Autonomicznej Krymu i Sewastopola w latach 2004—2013. ^c Przedziały są domknięte lewostronnie.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z porównania map 2 i 3 wynika, że w większości przypadków obwody o wyższym PKB *per capita* charakteryzowały się niższą stopą bezrobocia (współczynnik korelacji pomiędzy tymi zmiennymi wynosił $-0,58$).

W tabl. 3 zestawiono dane o średniorocznej stopie bezrobocia oraz jej zmianach w poszczególnych obwodach w latach 2004—2008 i 2009—2015.

TABL. 3. STOPA BEZROBOCIA W OBWODACH

Obwody Miasta wydzielone	Stopa bezrobocia w %		Średnioroczne zmiany stopy bezrobocia w p.proc.		
	2004—2008	2009—2015	2004—2015	2004—2008	2009—2015
Republika Autonomiczna Krymu ^a	5,4	6,1	-0,1	-0,5	0,2
Charkowski	6,3	7,1	-0,1	-0,7	0,3
Chersoński	9,0	9,2	-0,1	-0,6	0,3
Chmielnicki	8,9	9,0	-0,1	-0,8	0,3

^a Do 2013 r.

TABL. 3. STOPA BEZROBOCIA W OBWODACH (dok.)

Obwody Miasta wydzielone	Stopa bezrobocia w %		Średnioroczne zmiany stopy bezrobocia w p.proc.		
	2004—2008	2009—2015	2004—2015	2004—2008	2009—2015
Czerkaski	9,3	9,7	-0,2	-0,8	0,2
Czernihowski	8,2	10,4	0,1	-0,5	0,4
Czerniowiecki	9,7	8,5	-0,3	-1,0	0,1
Dniepropetrowski	5,4	7,2	0,1	-0,3	0,3
Doniecki	6,1	9,5	0,6	-0,4	1,2
Iwanofrankiowski	8,6	8,2	-0,2	-0,6	0,1
Kijowski	6,6	7,0	-0,2	-0,6	0,1
Kirowohradzki	8,8	9,5	0,0	-0,7	0,5
Lwowski	8,5	7,9	-0,2	-0,6	0,1
Ługański	7,5	8,7	0,6	-0,7	1,3
Mikołajowski	9,1	8,4	-0,2	-0,6	0,1
Odeski	5,3	6,2	0,0	-0,6	0,3
Połtawski	6,9	9,9	0,4	-0,2	0,8
Rówieński	9,9	10,6	-0,2	-0,9	0,2
Sumski	8,2	9,5	0,0	-0,8	0,4
Tarnopolski	9,5	10,7	0,0	-0,8	0,4
Winnicki	6,8	9,6	0,1	-0,4	0,4
Wołyński	9,0	8,8	-0,1	-0,6	0,2
Zakarpacki	7,0	9,0	0,1	-0,5	0,4
Zaporoski	6,6	7,8	0,2	-0,5	0,5
Żytomierski	9,5	10,3	0,0	-0,6	0,4
Kijów	3,8	6,1	0,2	-0,4	0,6
Sewastopol ^a	3,9	6,1	0,1	-0,4	0,4

a Do 2013 r.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zarówno w pierwszym, jak i drugim podokresie wśród obwodów o najwyższej stopie bezrobocia znalazły się rówieński, tarnopolski i żytomierski. W latach 2004—2015 zaliczały się do nich również obwody czerniowiecki i czerkaski, a w latach 2009—2015 — czernihowski i połtawski.

Najniższą stopę bezrobocia zarówno w latach 2004—2008, jak i później notowano w: Kijowie, Sewastopolu, obwodzie odeskim i Republice Autonomicznej Krymu. Przed 2009 r. najmniejszymi wartościami tej zmiennej cechowały się również obwody dniepropetrowski i doniecki, zaś po 2009 r. — kijowski i charkowski.

Najwyższe średnioroczne przyrosty stopy bezrobocia charakteryzowały obwody: doniecki i ługański (po 0,6 p.proc.) oraz połtawski (0,4 p.proc.). Największe spadki tej zmiennej notowano w obwodach: rówieńskim, kijowskim, lwowskim, iwanofrankiowskim, mikołajowskim i czerkaskim (po 0,2 p.proc.).

W latach prosperity ukraińskiej gospodarki stopa bezrobocia najszybciej spadała w obwodach: czerniowieckim (1,0 p.proc.), rówieńskim (0,9 p.proc.), czerkaskim, tarnopolskim, chmielnickim i sumskim (po 0,8 p.proc.), a najwolniej w obwodach: połtawskim i dniepropetrowskim (po 0,3 p.proc.), winnickim, donieckim, Sewastopolu i Kijowie (po 0,4 p.proc.) oraz obwodach: zakarpackim, czernihowskim i zaporoskim (po 0,5 p.proc.).

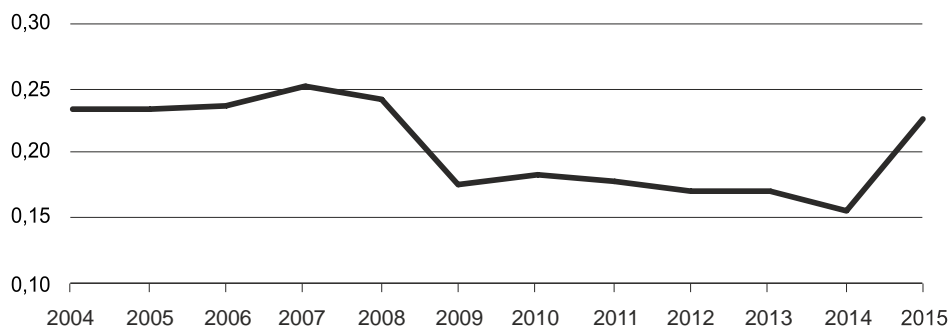
Po 2009 r. stopa bezrobocia rosła. Najwyższy średnioroczny wzrost wystąpił w obwodach: połtawskim (1,3 p.proc.), dniepropetrowskim (1,2 p.proc.), winnickim (0,8 p.proc.), donieckim (0,6 p.proc.), Sewastopolu i Kijowie oraz obwodach:

zakarpackim (po 0,5 p.proc.), czernihowskim i zaporoskim (po 0,4 p.proc.). Najniższe przyrosty notowano zaś w obwodach: czerniowieckim, czerkaskim, tarnopolskim i chmielnickim (po 0,1 p.proc.).

Po roku 2013 stopa bezrobocia nadal rosła. Najniższe przyrosty wystąpiły w obwodach: kijowskim (0,2 p.proc.), rówieńskim i winnickim (po 0,3 p.proc.), a najwyższe w obwodach: zaporoskim (1,6 p.proc.), kirowohradzkim (1,8 p.proc.), połtawskim (2,0 p.proc.), donieckim (3,0 p.proc.) i ługańskim (4,7 p.proc.).

Na wykr. 4 zilustrowano współczynnik zmienności stopy bezrobocia w latach 2004—2015. Wynika z niego, że do 2008 r. współczynnik ten był dość stabilny (ok. 0,23), a w 2009 r. nastąpił spadek (z 0,24 w 2008 r. do 0,18). Oznacza to, że w 2009 r. wystąpiła konwergencja przestrzennego zróżnicowania bezrobocia. W następnych latach (do Euromajdanu) analizowany współczynnik zmieniał się tylko nieznacznie i wynosił ok. 0,17. W 2015 r. wzrósł z 0,15 w 2014 r. aż do 0,22, co w głównej mierze było skutkiem wysokich przyrostów stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy Wschodniej.

WYKR. 4. WSPÓŁCZYNNIK ZMIENNOŚCI STOPY BEZROBOCIA NA UKRAINIE



Źródło: jak przy tabl. 1.

Ponieważ wartości współczynnika zmienności PKB *per capita* około trzykrotnie przewyższały wartości współczynnika zmienności stopy bezrobocia, przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia było znacznie mniejsze od zróżnicowania PKB *per capita*.

STATYSTYCZNA ANALIZA ODDZIAŁYWANIA ZMIAN PKB NA ZMIANY BEZROBOCIA NA UKRAINIE

Do analizy determinant zmian stopy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy na Ukrainie wykorzystano prosty model teoretyczny, w którym przyrosty stopy bezrobocia można uzależnić od poziomu stopy bezrobocia oraz stopy wzrostu produkcji (Tokarski, 2005; Majchrowska, Mroczek i Tokarski, 2013; Pastuszka i Tokarski, 2017). W tym celu posłużono się definicją stopy bezrobocia¹¹:

¹¹ Zakłada się, że wszystkie omawiane tutaj zmienne makroekonomiczne są różniczkowalnymi funkcjami czasu $t \in [0; +\infty)$. Zapis $\dot{x}(t) = dx/dt$ oznacza pochodną zmiennej x po czasie t , czyli (ekonomicznie rzecz ujmując) przyrost wartości owej zmiennej w momencie t .

$$u_i(t) = \frac{U_i(t)}{U_i(t) + L_i(t)} = 1 - \frac{L_i(t)}{N_i(t)} \quad (1)$$

gdzie:

$u_i(t)$ — stopa bezrobocia w obwodzie i w momencie t ,
 $U_i(t)$ — liczba bezrobotnych w obwodzie i w momencie t ,
 $L_i(t)$ — liczba pracujących,
 $N_i(t)$ — podaż pracy (utożsamiana z sumą liczby pracujących i bezrobotnych).

Różniczkując równanie (1) względem czasu t otrzymuje się przyrosty stóp bezrobocia dane wzorem:

$$\dot{u}_i(t) = -\frac{\dot{L}_i(t)N_i(t) - L_i(t)\dot{N}_i(t)}{(N_i(t))^2} = \frac{L_i(t)}{N_i(t)} \left(\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - \frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} \right)$$

a stąd oraz z równania (1) wynika, że przyrosty stopy bezrobocia można zapisać następująco:

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left(\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - \frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} \right) \quad (2)$$

Przy założeniu, że stopa wzrostu liczby pracujących $\dot{L}_i(t)/L_i(t)$ jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produkcji γ_i , przyrosty stopy bezrobocia określa zależność:

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left(\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - f(\gamma_i) \right) \quad (3)$$

gdzie: $\dot{L}_i(t)/L_i(t) = f(\gamma_i)$, przy czym $f'(\gamma_i) > 0$.

Z równania (3) wynika, że przyrosty stopy bezrobocia są malejącą funkcją stopy wzrostu produktu γ_i oraz że jeżeli stopa wzrostu podaży pracy jest większa (mniejsza) od stopy wzrostu liczby pracujących, to przyrosty stopy bezrobocia są malejącą (rosnącą) funkcją owej stopy.

Analizując wpływ stopy bezrobocia oraz stopy wzrostu produkcji na przyrosty stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy, oszacowano parametry równania nawiązującego do zależności (3) w postaci (Dykas i Misiak, 2013, 2014):

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_W u_{it-1} - \beta \Delta \ln Y_{it} \quad (4)$$

gdzie:

$u_{it}(u_{it-1})$ — stopa bezrobocia w obwodzie i w roku t ($t - 1$),
 Y_{it} — wielkość produkcji w obwodzie i w roku t ,
 d_W — przełącznikowa zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, gdy $u_{it} > u_{it-1}$ lub 0 w przeciwnym przypadku,
 β — parametr mierzący wpływ zmian wielkości produkcji na zmiany stopy bezrobocia,

α_0 — stała niemająca bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, $\alpha_1 > 0$ mierzy siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na przyrost stopy bezrobocia wówczas, gdy stopa ta rośnie, $\alpha_2 > 0$ koryguje siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na wzrost tej stopy w sytuacji braku wzrostu stopy bezrobocia.

Równanie (4) może być traktowane jako modyfikacja prawa Okuna (por. też Kliber, 2017) w przypadku, w którym uwzględniono dynamiczny i asymetryczny charakter dostosowań na rynku pracy¹². Wielkość zmian stopy bezrobocia jest malejącą funkcją jej przeszłych wartości. Im wyższy był poziom bezrobocia w poprzednim okresie, tym skala dostosowań jest (*ceteris paribus*) słabsza. Ponadto obserwacje zmian zachodzących na rynku pracy wskazują na ich asymetryczność. Te same zmiany wielkości produkcji (co do modułu), ale o różnych znakach mogą bowiem wpływać na różne (co do skali) zmiany bezrobocia. Źródłem asymetryczności dostosowań na rynku pracy mogą być w dużym stopniu czynniki instytucjonalne (np. koszty zatrudniania i zwalniania), dostępność elastycznych form zatrudnienia czy możliwość dostosowywania wynagrodzeń do zmian koniunktury (Majchrowska i in., 2013).

OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU

Parametry równania (4) oszacowano dwoma metodami — metodą najmniejszych kwadratów (MNK) i uogólnioną metodą momentów (UMM), a ponadto rozszerzono je o efekty indywidualne (FE — *fixed effects*, por. Pindyck i Rubinfeld, 1991). Wówczas przybiera ono postać:

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 + FE - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_W u_{it-1} - \beta \Delta \ln Y_{it} \quad (5)$$

Oszacowane za pomocą MNK i UMM parametry równań (4) i (5) zestawiono w tabl. 4.

TABL. 4. OSZACOWANIA PARAMETRÓW RÓWNAŃ (4) I (5)

Zmienne objaśniające	MNK	MNK z FE	UMM	UMM z FE
u_{it-1}	-0,197 (-8,914)	-0,367 (-10,421)	-0,159 (-6,919)	-0,301 (-7,676)
$d_W u_{it-1}$	0,207 (16,828)	0,192 (15,252)	0,206 (12,286)	0,181 (9,662)
$\Delta \ln Y_{it}$	-0,0446 (-9,914)	-0,0468 (-10,242)	-0,0292 (-2,103)	-0,0475 (-3,104)
R^2	0,702	0,754	0,693	0,749
Skorygowany R^2	0,699	0,727	0,690	0,718
DW	1,958	1,969	2,249	2,340
Próba dla lat	2005—2015		2006—2015	
Liczba obserwacji	293		266	

U w a g a. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta. R^2 — współczynnik determinacji, DW — statystyka Durбина-Watsona. Instrumentami w oszacowaniach UMM były opóźniona o rok zmienna zależna oraz opóźnione o rok zmienne niezależne.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

¹² Prawo Okuna dotyczy zależności pomiędzy zmianami stopy bezrobocia a zmianami wielkości produkcji, którą można zapisać jako: $\Delta u = \alpha + \beta \Delta Y$, gdzie: Δu — zmiany stopy bezrobocia, ΔY — zmiany wielkości produkcji, β — elastyczność stopy bezrobocia względem wielkości produkcji.

Można na ich podstawie wyciągnąć następujące wnioski:

- zmienność uwzględnionych w omawianych równaniach zmiennych niezależnych objaśniała zmienność zmiennej zależnej w ok. 70% (por. skorygowany R^2 w oszacowaniach MNK i UMM bez FE);
- każda z uwzględnionych w opracowaniu zmiennych niezależnych istotnie statystycznie oddziaływała na zmienną zależną na poziomie istotności mniejszym niż 1%.

Z porównania wartości bezwzględnych statystyki t -Studenta oraz wartości oszacowanych parametrów tych zmiennych wynika, że najsilniej na przyrosty stopy bezrobocia w obwodach ukraińskich wpływała opóźniona o rok stopa bezrobocia w okresach, w których stopa ta rosła ($d_W u_{it-1}$), najsłabiej zaś — stopa wzrostu PKB ($\Delta \ln Y_{it}$). Jak bowiem stwierdzono wcześniej, przestrzenne zróżnicowanie PKB *per capita* było znacznie większe od zróżnicowania stopy bezrobocia, a zatem względnie niewielkie różnice po stronie stopy bezrobocia mogły znacznie silniej wpływać na przyrosty owej stopy niż zmiany PKB. Z tego powodu w obwodach, w których bezrobocie było wysokie, wzrost (spadek) PKB prowadził na ogół do szybszego spadku (wzrostu) stopy bezrobocia niż w obwodach, w których stopa bezrobocia była niska.

Podsumowanie

W latach 2004—2015 miały miejsce trzy przełomowe wydarzenia wpływające na kondycję gospodarki Ukrainy: światowy kryzys finansowy w 2008 r., konflikt gazowy Ukrainy z Rosją (2008/2009) oraz Euromajdan (2013/2014). Do roku 2008 gospodarka rozwijała się szybko, zaś w 2009 r. tempo wzrostu PKB i PKB *per capita* znacznie spadło. W kolejnych latach Ukraina wróciła na poprzednią ścieżkę rozwojową, lecz po Euromajdanie tempo wzrostu ponownie gwałtownie zmalało. Spadki PKB *per capita* w największym stopniu dotknęły Ukrainę Wschodnią (w szczególności objęte walkami obwody doniecki i ługański).

Zmiany koniunktury gospodarczej bezpośrednio przekładały się na zmiany popytu na pracę oraz liczbę pracujących i bezrobotnych. Przed kryzysem finansowym wzrost gospodarczy we wszystkich grupach obwodów prowadził do wzrostu liczby pracujących połączonego ze spadkiem bezrobocia. Sytuacja w roku 2009 oraz niestabilność polityczna po Euromajdanie wpłynęły na istotny wzrost stopy bezrobocia.

Największy rozwój ekonomiczny pod względem PKB *per capita* notowano w obwodach, w których położone są największe miasta: Kijów, Charków, Dniepr, Donieck i Ługańsk. Sytuacja zmieniła się nieco po 2014 r., gdyż na skutek walk na Ukrainie Wschodniej nastąpiło tam znaczne osłabienie potencjału ekonomicznego (szczególnie Doniecka i Ługańska).

Obwody o wysokim poziomie PKB *per capita* zazwyczaj cechowały się niską stopą bezrobocia, zaś obwody o niskiej wartości PKB *per capita* — wysoką.

Warto też zwrócić uwagę na to, że o ile na początku badanego okresu obwody Ukrainy Wschodniej charakteryzowały się najwyższym (po Ukrainie Północnej ze stołecznym Kijowem) PKB *per capita* i najniższą stopą bezrobocia, o tyle w 2015 r. PKB *per capita* spadł tam do poziomu najbiedniejszych obwodów w kraju (Ukraina Zachodnia), zaś stopa bezrobocia nawet przewyższyła wartości notowane na zachodzie Ukrainy.

Porównując współczynniki zmienności PKB *per capita* oraz stopy bezrobocia w obwodach Ukrainy, można wyciągnąć następujące wnioski:

- po pierwsze, w przypadku PKB *per capita* występowała dywergencja tej zmiennej, szczególnie po 2010 r.;
- po drugie, do 2014 r. obserwowano konwergencję stopy bezrobocia, co wynikało głównie stąd, że spadek tej stopy następował szybciej na Ukrainie Zachodniej niż w pozostałych częściach kraju;
- po trzecie, dysproporcje pod względem przestrzennego zróżnicowania PKB *per capita* na Ukrainie były znacznie większe od dysproporcji przestrzennego zróżnicowania stopy bezrobocia.

Z oszacowań funkcji przyrostów stopy bezrobocia można również wyciągnąć wniosek, że w okresie dobrej koniunktury stopa bezrobocia (zazwyczaj) najszybciej spadała w tych obwodach, w których jej wartość była najwyższa. W okresach słabej koniunktury stopa bezrobocia rosła najszybciej również w obwodach o wysokich wartościach owej zmiennej¹³.

Ponadto zmiany PKB i przeszłe stopy bezrobocia objaśniały kształtowanie się przyrostu stopy bezrobocia w ok. 70%, a zatem kształtowanie się trajektorii PKB w obwodach Ukrainy wydaje się kluczowe dla przestrzennego zróżnicowania bezrobocia w tym kraju.

Natalia Chugaievska — studentka Uniwersytetu Jagiellońskiego
prof. dr hab. Tomasz Tokarski — Uniwersytet Jagielloński

LITERATURA

- Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407—443.
- Dykas, P., Misiak, T. (2013). Determinanty przestrzennego zróżnicowania wybranych zmiennych makroekonomicznych. W: M. Trojak, T. Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski* (s. 242—257). Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Dykas, P., Misiak, T. (2014). Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002—2011. *Gospodarka Narodowa*, (6), 57—80.
- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2016). Zróżnicowanie wydajności pracy w Europie — na podstawie grawitacyjnego modelu wzrostu gospodarczego. W: A. Nowosad, R. Wiśła (red.), *Zróżnicowanie rozwoju współczesnej Europy* (s. 311—338). Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Homiak, M. A. (2015). Analiz suchasnogo stanu zainiatosti ta bezrobbittia v Ukraini. *Aktualni problemy filosofii ta sociologii*, (4), 141—148.
- Jarova, L. G. (2015). Analiz rinvnia bezrobbittia v Ukraini ta napriamky jogo podolannia. *Globalni ta nacionalni problemy ekonomiky*, (4), 752—755.
- Kliber, P. (2017). Prawo Okuna na regionalnych rynkach pracy w Polsce. *Przegląd Statystyczny*, (1), 41—57.
- Lysiuk, O. S., Kaflevska, S. G. (2012). Bezrobbittia yak socialno-ekonomichna problema naselennia Ukrainy. *Ekonomichni nauki*, (4), 48—53.
- Majchrowska, A., Mroczek, K., Tokarski, T. (2013). Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002—2011. *Gospodarka Narodowa*, (9), 69—90.
- Paniuk, T. (2013). Vykorystannia svitovogo dosvidu dlia vyrishennia problem rynku pratsi v Ukraini. *Ekonomika ta menedzhment*, (10), 178—187.

¹³ Podobny proces występował m.in. w Polsce i we Włoszech (np. Pastuszka i Tokarski, 2017).

- Pastuszka, S., Tokarski, T. (2017). Analiza porównawcza przestrzennego zróżnicowania bezrobocia i PKB w Polsce i we Włoszech oraz jego determinanty. *Wiadomości Statystyczne*, 62(3), 49—70.
- Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecast*. New York: McGraw-Hills.
- PSSU. (2005—2016). *Statystychnyi zbirnyk „Regiony Ukrainy”*. Kijów: PSSU.
- PSSU. (2016). *Ekonomichna aktywnist naselennia Ukrainy 2015. Statystychnyi zbirnyk*. Kijów: PSSU.
- Tokarski, T. (2005). *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego.

Summary. *The purpose of the study is to describe the spatial variation of GDP per capita and unemployment rates in the Ukrainian oblasts in the years 2004—2015. The influence of GDP growth rates and unemployment rate delayed by one year on the growth of unemployment rate was examined. For this purpose, methods of panel data econometrics (regression with fixed effects) were used. The research used data published by the State Statistics Service of Ukraine. In the initial years of the analysed period, Ukraine was rapidly developing, which led to an increase in employment and a decrease in unemployment. The global financial crisis resulted in one-year recession and a rapid growth of the unemployment. After the events in the years 2013—2014 (Euromaidan) there was a decline in GDP combined with an increase in unemployment. These processes to the greatest extent were present in the oblasts of Eastern Ukraine, especially in Luhansk and Donetsk.*

Keywords: Ukraine, unemployment rate, regional analyses.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

Aneta BECKER

Wykorzystanie technologii informacyjno-telekomunikacyjnych w przedsiębiorstwach w ujęciu wojewódzkim¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest wielokryterialna analiza województw ze względu na wykorzystanie przez przedsiębiorstwa technologii informacyjnych i telekomunikacyjnych (ICT) w 2015 r. W badaniu zastosowano metodę ANP, zaliczaną do metod wielokryterialnego podejmowania decyzji. W pracy uwzględniono ekspercką wiedzę specjalistów ICT zatrudnionych w przedsiębiorstwach biorących udział w badaniu GUS. Na tej podstawie dokonano doboru atrybutów ICT i skonstruowano sieciową strukturę kryterialną. Preferencje w przypadku kryteriów głównych ustalono z uwzględnieniem mocnych i słabych stron województw. W wyniku klasyfikacji metodą k-średnich utworzono grupy województw ze względu na wykorzystanie ICT przez przedsiębiorstwa. Preferencje w przypadku subkryteriów wyznaczono, kierując się zasadą, że najwyższą wagę mają kryteria charakteryzujące najnowsze kierunki rozwoju ICT.*

Uzyskane wyniki mogą posłużyć do oceny przestrzeni teleinformatycznej oraz stopnia zaangażowania przedsiębiorstw według województw w korzystanie z nowoczesnych technologii.

Słowa kluczowe: technologie informacyjne i komunikacyjne (ICT), wielokryterialna metoda decyzyjna, analityczny proces sieciowy (ANP).

JEL: C39, O32

Odpowiednie wykorzystanie osiągnięć technologii teleinformatycznych ma duży wpływ na rozwój przedsiębiorstw. Podmioty te często są wyposażone

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na Ogólnopolskiej Konferencji „Statystyczna identyfikacja powiązań w przestrzeni społeczno-gospodarczej”, która odbyła się w czerwcu 2016 r. w Poznaniu.

w komputery z szerokopasmowym dostępem do sieci, dzięki czemu mogą korzystać z atutów Internetu, takich jak: brak ograniczeń biurokratycznych, możliwość międzynarodowej współpracy specjalistów, światowy zasięg czy elastyczność. Internet stał się poważnym narzędziem biznesowym, które służy budowaniu przewagi nad konkurentami nie tylko regionalnymi, lecz także na rynku globalnym. Jest to możliwe m.in. dzięki: szybkiej wymianie informacji, skutecznej promocji, stałemu kontaktowi z dostawcami i odbiorcami, niższymi kosztami oraz bezpiecznym rozliczeniom finansowym.

GUS definiuje technologie informacyjne i komunikacyjne (Information and Communication Technology — ICT) jako rodzinę technologii przetwarzających, gromadzących i przesyłających informacje w formie elektronicznej. Węższym pojęciem są technologie informatyczne (Information Technology — IT), związane ze sprzętem i oprogramowaniem komputerowym (ale nie z komunikacją), nie dotyczące sprzętu sieciowego ani sprzętu do przesyłania danych (GUS, 2015a). W kręgu zainteresowań ICT znajdują się przede wszystkim: Internet, telefonia komórkowa oraz elektroniczne środki masowego przekazu, takie jak radio i telewizja satelitarna.

Celem artykułu jest wielokryterialna analiza województw ze względu na wykorzystanie ICT w przedsiębiorstwach w 2015 r. Uzyskane wyniki — przedstawione w postaci rankingu województw — mają posłużyć do zilustrowania intensywności korzystania z nowoczesnych technologii w polskim biznesie. W badaniu, przeprowadzonym na podstawie materiału empirycznego pochodzącego z corocznego badania GUS, zastosowano metodę analitycznego procesu sieciowego — ANP (Analytic Network Process), która umożliwiła uszeregowanie województw na podstawie eksperckiej wiedzy specjalistów zatrudnionych w przedsiębiorstwach biorących udział w badaniu GUS.

ANALITYCZNY PROCES SIECIOWY (ANP)

ANP (Saaty, 2005) jest rozszerzeniem metody AHP (analitycznego procesu hierarchicznego — Saaty, 1980). Obie zalicza się do popularnych procedur wielokryterialnego podejmowania decyzji (WAD). Uwzględniają specyfikę psychologicznych procesów wartościowania i są stosowane do rozwiązywania problemów decyzyjnych — szczególnie w sytuacjach, kiedy kryteria mają charakter jakościowy, a oceny są subiektywne i wynikają z wiedzy oraz doświadczenia analityka.

W ANP końcowy rezultat przedstawia się w postaci priorytetów dla wszystkich możliwych zależności, sprzężeń i cykli pomiędzy elementami sieci. Istotna jest także możliwość wykorzystania programów komputerowych, np. Super Decisions®, co usprawnia pracochłonne wyznaczanie supermacierzy — kluczowego etapu tej procedury.

Algorytm ANP można przedstawić w kilku etapach (Trzaskalik, 2014, s. 65—70 i 72):

1. Grupowanie kryteriów i wariantów decyzyjnych w komponenty. Zależności pomiędzy poszczególnymi elementami można przedstawić za pomocą sieci.
2. Tworzenie sieci zależności, np. w postaci macierzy zero-jedynkowej. Jeśli na przecięciu i -tego wiersza oraz j -tej kolumny występuje 1, to oznacza, że i -ty element wpływa na j -ty element. 0 wskazuje na brak wpływu.

3. Porównanie parami komponentów oraz określenie macierzy \mathbf{V} ich wag. Ze-stawia się zarówno kryteria, jak i warianty decyzyjne. Elementy porównuje się parami, z wykorzystaniem dziewięciostopniowej skali Saaty'ego (Adamus i Gręda, 2005, s. 16). W wyniku tych działań otrzymuje się cząstkowe wektory skali. Procedura ta stanowi zasadniczą część metody AHP, a jej szczegółowy opis znajduje się m.in. w pracach Saaty'ego (1980) oraz Trzaskalika (2006).
4. Powstanie supermacierzy początkowej $\mathbf{\Omega}$. Założenie: model składa się z N komponentów oznaczonych jako $C_1, C_2, \dots, C_i, \dots, C_N$, a i -ty komponent obejmuje n_i elementów — $e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{in_i}$; liczba komponentów może być różna. W wyniku porównań parami elementów komponentu i -tego pod wpływem elementów komponentu j -tego uzyskuje się wektory cząstkowe skali, które tworzą blok macierzy $\mathbf{\Omega}$ zapisanej jako:

$$\mathbf{\Omega} = \begin{bmatrix} \omega_{11}^{ij} & \omega_{12}^{ij} & \dots & \omega_{1n_j}^{ij} \\ \omega_{21}^{ij} & \omega_{22}^{ij} & \dots & \omega_{2n_j}^{ij} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \omega_{n_i1}^{ij} & \omega_{n_i2}^{ij} & \dots & \omega_{n_in_j}^{ij} \end{bmatrix}$$

gdzie ω_{hl}^{ij} — zależność między h -tym elementem z i -tego komponentu i l -tym elementem z j -tego komponentu w sieci powiązań; jeżeli $\omega_{hl}^{ij} = 0$, to pomiędzy danymi elementami nie występuje bezpośrednie oddziaływanie.

5. Utworzenie supermacierzy ważonej przez przemnożenie bloków supermacierzy początkowej i odpowiadających im wag komponentów. Macierz wag komponentów \mathbf{V} o wymiarach $N \times N$ ma postać:

$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} v_{11} & v_{12} & \dots & v_{1N} \\ v_{21} & v_{22} & \dots & v_{2N} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ v_{N1} & v_{N2} & \dots & v_{NN} \end{bmatrix}$$

Supermacierz ważoną można zapisać jako:

$$\bar{\mathbf{\Omega}} = \mathbf{\Omega} \cdot \mathbf{V}$$

Uzyskuje się macierz stochastyczną, której wszystkie kolumny sumują się do jedności. Jeśli jest inaczej, należy znormalizować kolumny macierzy ważonej.

6. Obliczenie supermacierzy wartości granicznych uwzględniającej wszystkie zależności, którą można zapisać w postaci:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{\mathbf{\Omega}}^k = \mathbf{G}$$

Podnoszenie supermacierzy ważonej do potęgi pozwala uchwycić wszystkie istotne zależności. Kolumny macierzy \mathbf{G} są identyczne i sumują się do jedności. Korzystając z supermacierzy granicznej \mathbf{G} , można uzyskać wektor skali dla wariantów decyzyjnych. Kompletny wektor skali reprezentuje oceny każdego elementu modelu ze względu na pozostałe składowe sieci. Należy za-

- tem wybrać z uzyskanej macierzy G te elementy, które odpowiadają analizowanemu wariantom.
7. Otrzymanie wartości wag elementów w stosunku do całego modelu. Na tej podstawie trudno jednak ocenić siłę preferencji decydenta w przypadku poszczególnych wariantów, proponuje się zatem przekształcenie uzyskanych ocen poprzez zastosowanie normalizacji wektora ocen wariantów lub przeliczenie wartości wektora ocen w stosunku do wagi najlepszego wariantu lub innego arbitralnie wybranego punktu referencyjnego.
 8. Uzpełnienie procedury przedstawionej w punktach 1—7 o syntezę wyników pochodzących z podsystemów. Działania takie są zasadne, kiedy zaproponowane kryteria okazują się nieporównywalne, ponieważ należą do odrębnych przestrzeni rozważań (Saaty, 2005).

WYKORZYSTANIE ICT W PRZEDSIĘBIORSTWACH

Materiał empiryczny, na podstawie którego przeprowadzono ranking województw, uzyskano z GUS i dotyczył wykorzystania technologii informacyjno-telekomunikacyjnych w przedsiębiorstwach w 2015 r. (GUS, 2015b). GUS od 2004 r. publikuje wyniki badań prowadzonych co roku w kwietniu w ramach *Statystyki społeczeństwa informacyjnego w Polsce*, realizowanej według metodologii zharmonizowanej w Unii Europejskiej. Opracowaniom poddaje się informacje pochodzące z wypełnionych formularzy SSI-01, przeznaczonych dla przedsiębiorstw spoza sektora finansowego i SSI-02, kierowanych do przedsiębiorstw z sektora finansowego (GUS, 2015a).

W analizie posłużono się danymi pochodzącymi z SSI-01 (GUS, 2015b). Badanie GUS prowadzono metodą reprezentacyjną. W 2015 r. próba liczyła 18,8 tys. przedsiębiorstw, co stanowiło nieco ponad 18% zbiorowości firm. Próbę do badania dobierano według następujących założeń:

- warstwy macierzowe według rodzaju działalności przedsiębiorstw i ich wielkości, które zawierały małą liczbę przedsiębiorstw, oraz niektóre warstwy złożone z dużych przedsiębiorstw w poszczególnych rodzajach działalności brano do próby w całości;
- pozostałe jednostki alokowano przy wykorzystaniu metody jednakowej precyzji w każdej warstwie (według rodzaju działalności) oraz alokacji Neymana.

Ze względu na stosowanie rotacji próby w danym roku włączano jednostki, które nie zostały zlikwidowane w roku poprzednim i nie występowały w próbie sprzed dwóch lat. Ta zasada nie dotyczyła jednostek zatrudniających 250 osób i więcej — wszystkie uczestniczyły w badaniu corocznie. W 2015 r. sprawozdanie SSI-01 złożyło 14097 podmiotów (75% wszystkich wylosowanych jednostek). Najwyższy wskaźnik odpowiedzi (96%) zanotowano w dużych przedsiębiorstwach, najniższy (67%) — w małych.

Metodologia SSI-01 opiera się na modelu opracowanym przez Eurostat na podstawie konsultacji i uzgodnień z ekspertami z urzędów statystycznych wszystkich krajów członkowskich, przedstawicielami Komisji Europejskiej oraz OECD. Przy przygotowywaniu formularzy do badań bierze się pod uwagę także potrzeby krajowe zgłaszane podczas konsultacji przy sporządzaniu *Programu badań statystycznych statystyki publicznej* (GUS, 2015a, s. 58).

Pomiary wykorzystane w badaniu obejmowały jednostki, w których liczba pracujących wynosiła co najmniej 10 osób, a prowadzona działalność gospodarcza zaliczana była według PKD do następujących sekcji: C — przetwórstwo przemysłowe, D — wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych, E — dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją, F — budownictwo, G — handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle, H — transport i gospodarka magazynowa, I — działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi, J — informacja i komunikacja, L — działalność związana z obsługą rynku nieruchomości, M — działalność profesjonalna, naukowa i techniczna (bez działu 75 — weterynaria), N — działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca, S — tylko grupa 95.1 (naprawa i konserwacja komputerów i sprzętu komunikacyjnego) (GUS, 2015a).

Wśród podmiotów, które brały udział w badaniu, dominowały przedsiębiorstwa małe (od 10 do 49 pracujących). Stanowiły one 58,5% ogółu, podczas gdy średnie (o liczbie pracujących od 50 do 249 osób) — 20,6%, a duże (powyżej 250 pracujących) — 20,9%. Najwięcej firm pochodziło z województw mazowieckiego, śląskiego i wielkopolskiego, a najmniej — z podlaskiego, opolskiego i świętokrzyskiego.

Wybrane informacje na temat wykorzystania ICT w przedsiębiorstwach zestawiono w tabl. 1. Na ich podstawie można stwierdzić, że w 2015 r. z komputerów korzystał znaczny odsetek tych podmiotów (94,0%), najwyższy w woj. dolnośląskim (97,4%), a najniższy w zachodniopomorskim (89,3%). Dostęp do Internetu miało 92,7% przedsiębiorstw; najczęściej korzystały one z łączy szerokopasmowych (91,9%). Mobilnych łączy szerokopasmowych używało 61,5% firm. Do województw o najwyższym odsetku przedsiębiorstw z dostępem do Internetu należały: dolnośląskie, pomorskie, opolskie i mazowieckie. Najgorszą sytuację pod tym względem zaobserwowano w województwach: zachodniopomorskim, warmińsko-mazurskim, świętokrzyskim i małopolskim. Wskaźnik podmiotów mających własną stronę internetową wyniósł 65,4%. Najczęściej ze strony internetowej korzystano w celu prezentacji wyrobów, katalogów lub cenników produktów bądź usług oraz zamieszczania informacji o wolnych stanowiskach pracy i możliwości przesyłania dokumentów aplikacyjnych on-line. Do najrzadziej używanych funkcji należała personalizacja strony internetowej.

TABL. 1. WYKORZYSTANIE ICT W PRZEDSIĘBIORSTWACH WEDŁUG KLAS WIELKOŚCI W 2015 R.

Wyszczególnienie	Udział przedsiębiorstw		
	małych	średnich	dużych
	w %		
Wykorzystywanie komputerów	93,0	98,7	99,5
Zatrudnianie specjalistów ICT	6,9	31,6	74,1
Korzystanie z usług podmiotów zewnętrznych	69,0	82,0	75,9
Szerokopasmowy dostęp do Internetu	91,5	98,4	99,4
Własna strona internetowa	61,4	84,2	91,4
Korzystanie z mediów społecznościowych	91,5	98,4	99,4
Wykorzystywanie pakietów oprogramowania ERP lub CRM	24,9	58,0	88,0

TABL. 1. WYKORZYSTANIE ICT W PRZEDSIĘBIORSTWACH WEDŁUG KLAS WIELKOŚCI W 2015 R. (dok.)

Wyszczególnienie	Udział przedsiębiorstw		
	małych	średnich	dużych
	w %		
Kontakty z administracją publiczną	91,1	98,4	99,4
Zakup usług w chmurze obliczeniowej	5,6	13,5	24,8
Formalnie zdefiniowana polityka bezpieczeństwa	8,9	29,2	54,4

U w a g a. System ERP (Enterprise Resource Planning) służy do planowania i zarządzania zasobami przedsiębiorstwa, system CRM (Customer Relationship Management) służy do zarządzania informacjami o klientach.

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

Większość przedsiębiorstw wykorzystywała media społecznościowe jako nowy kanał komunikacji służący do promowania produktów i marek, sposób na gromadzenie informacji, które wykorzystuje się w pracach nad tworzeniem lub rozwojem produktów i usług, oraz sposób na pozyskiwanie pracowników o wąskiej specjalizacji, a także kanał komunikacji wewnętrznej w przedsiębiorstwie, umożliwiający wymianę opinii i pomysłów. Ponad jedna piąta przedsiębiorstw w Polsce (najczęściej duże firmy) korzystała w 2015 r. przynajmniej z jednego z mediów społecznościowych, najwięcej w woj. mazowieckim (28,9%), a najmniej — w świętokrzyskim (15,2%) i lubuskim (15,5%).

Z usług w chmurze obliczeniowej korzystało 7,3% przedsiębiorstw, w tym prawie jedna czwarta dużych firm. Według GUS wśród korzyści przemawiających za stosowaniem tego typu rozwiązań można wymienić oszczędność środków finansowych i powierzchni biurowej oraz ograniczenie liczby osób zajmujących się obsługą informatyczną. System ERP lub CRM stosowało odpowiednio co piąte i co czwarte przedsiębiorstwo (najczęściej duże). Przedsiębiorcy chętnie korzystali z e-administracji, ponieważ wypełnianie i wysyłanie dokumentów on-line pozwalało zaoszczędzić czas, a zamieszczanie informacji na stronach administracji publicznej ułatwiało śledzenie zmian w przepisach. Należy dodać, że tylko 12,6% przedsiębiorstw formalnie zdefiniowało politykę bezpieczeństwa, w tym ponad połowa podmiotów zatrudniających co najmniej 250 osób.

Warto zwrócić uwagę na koszty korzystania z ICT w poszczególnych województwach w 2014 r. (tabl. 2). Największe wydatki poniesiono wówczas na: sprzęt informatyczny lub telekomunikacyjny, leasing finansowy urządzeń ICT oraz własne opracowanie lub modyfikację zakupionego oprogramowania. Wśród podmiotów, które wydały najwięcej, dominowały duże firmy. Łączna wartość nakładów — według szacunków GUS — poniesionych przez przedsiębiorstwa na zakup sprzętu informatycznego i/lub telekomunikacyjnego w 2014 r. wyniosła 5,5 mld zł.

TABL. 2. RANKING WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WARTOŚCI BRUTTO NAKŁADÓW PONIESIANYCH NA ICT PRZEZ PRZEDSIĘBIORSTWA W 2014 R.

Pozycja w rankingu	Województwa	Nakłady brutto w tys. zł na przedsiębiorstwo
1	mazowieckie	199,31
2	pomorskie	68,50
3	małopolskie	61,43

TABL. 2. RANKING WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WARTOŚCI BRUTTO NAKŁADÓW PONIESIONYCH NA ICT PRZEZ PRZEDSIĘBIORSTWA W 2014 R. (dok.)

Pozycja w rankingu	Województwa	Nakłady brutto w tys. zł na przedsiębiorstwo
4	wielkopolskie	57,93
5	łódzkie	52,55
6	kujawsko-pomorskie	50,81
7	dolnośląskie	45,74
8	lubuskie	37,15
9	lubelskie	30,52
10	podlaskie	26,14
11	podkarpackie	23,81
12	śląskie	21,87
13	opolskie	19,11
14	warmińsko-mazurskie	17,77
15	zachodniopomorskie	16,89
16	świętokrzyskie	12,24

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analizując informacje zawarte w tabl. 2, można zauważyć, że najwięcej środków na teleinformatykę przeznaczono w woj. mazowieckim. Wydatki (kolejnych w rankingu) województw pomorskiego i małopolskiego stanowiły zaledwie jedną trzecią nakładów lidera. Najniższe nakłady odnotowano w województwach świętokrzyskim i zachodniopomorskim (na poziomie 6—8% wydatków poniesionych przez podmioty w woj. mazowieckim).

RANKING WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WYKORZYSTANIA ICT

Omawiane w artykule badanie polegało na uporządkowaniu województw — stanowiących warianty decyzyjne — ze względu na wykorzystanie ICT przez przedsiębiorstwa w 2015 r. Obliczenia wykonano za pomocą arkusza kalkulacyjnego MS Excel oraz programów Statistica 12 i Super Decisions®.

Rozwiązanie problemu wielokryterialnego podejmowania decyzji rozpoczęto od zdefiniowania zbioru wariantów decyzyjnych — 16 elementów (województw) ocenianych ze względu na cztery kryteria główne. W każdej grupie kryteriów głównych ustalono szczegółowe kryteria oceny (subkryteria). Wszystkie kryteria i subkryteria były mierzalne. W tabl. 3 zestawiono uporządkowane i ponumerowane elementy wchodzące w skład poszczególnych komponentów sieci oraz wartości wektorów priorytetów (wag) uzyskane dla subkryteriów w wyniku ich porównania.

TABL. 3. KRYTERIA OCENY WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WYKORZYSTANIA ICT W PRZEDSIĘBIORSTWACH W 2015 R.

Subkryteria	Charakterystyka	Wagi (w)
-------------	-----------------	----------

K_1 — infrastruktura ICT

K_{11}	zdalny dostęp (przez Internet) do poczty elektronicznej, dokumentów lub aplikacji	0,238
K_{12}	dostęp do Internetu poprzez łącze szerokopasmowe	0,143

TABL. 3. KRYTERIA OCENY WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WYKORZYSTANIA ICT W PRZEDSIĘBIORSTWACH W 2015 R. (dok.)

Subkryteria	Charakterystyka	Wagi (w)
K_1 — infrastruktura ICT (dok.)		
K_{13}	wykorzystanie pakietów oprogramowania ERP lub CRM	0,190
K_{14}	zakup usług w chmurze obliczeniowej	0,190
K_{15}	formalnie zdefiniowana polityka bezpieczeństwa informatycznego	0,238
K_2 — outsourcing		
K_{21}	utrzymanie infrastruktury ICT	0,244
K_{22}	wsparcie w zakresie oprogramowania biurowego	0,122
K_{23}	wsparcie w zakresie oprogramowania/systemów zarządzania biznesowego	0,244
K_{24}	wsparcie w zakresie rozwiązań typu Web	0,244
K_{25}	zapewnienie bezpieczeństwa i ochrona danych	0,146
K_3 — funkcje serwisów internetowych		
K_{31}	stosowanie polityki prywatności	0,167
K_{32}	prezentacja produktów, towarów lub usług oraz cenników	0,083
K_{33}	sprawdzanie stanu realizacji on-line	0,150
K_{34}	umożliwienie zamawiania produktów według własnej specyfikacji	0,167
K_{35}	personalizacja zawartości strony dla częstych/stałych użytkowników	0,167
K_{36}	wysyłanie faktur elektronicznych	0,150
K_{37}	prowadzenie e-sprzedaży przez stronę internetową lub aplikacje mobilne	0,117
K_4 — elektroniczna wymiana danych z podmiotami zewnętrznymi		
K_{41}	wykorzystywanie mediów społecznościowych	0,303
K_{42}	wykorzystanie Internetu w kontaktach z administracją publiczną	0,212
K_{43}	otrzymywanie faktur elektronicznych	0,273
K_{44}	dokonywanie e-zakupów przez stronę internetową, aplikacje mobilne lub wiadomości typu EDI	0,212

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Kryteria główne określały:

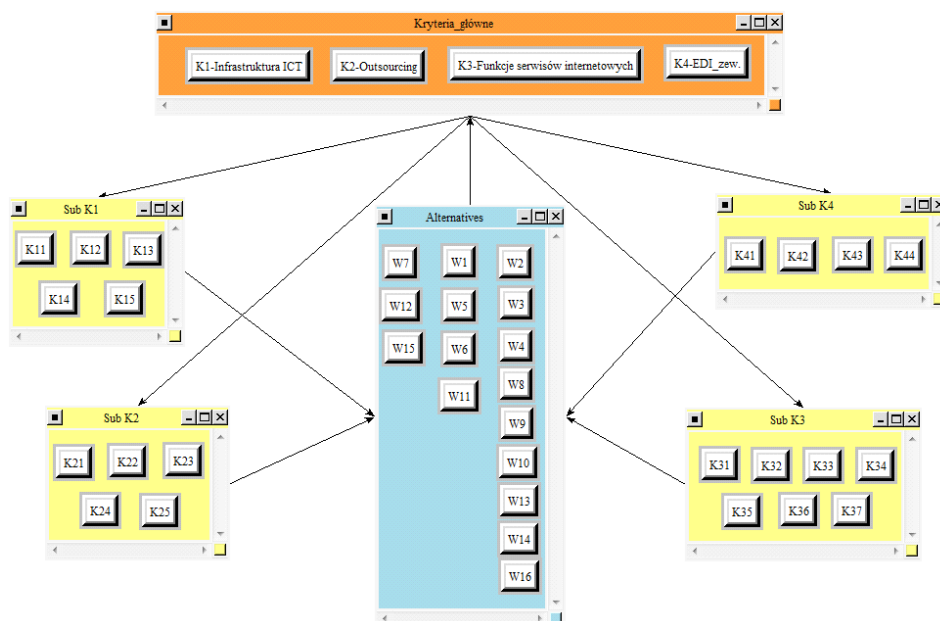
- K_1 — możliwości komunikacyjne przedsiębiorstw, rodzaj wykorzystywanego oprogramowania i usług oraz posługiwanie się formalnie zdefiniowaną polityką bezpieczeństwa informatycznego;
- K_2 — realizację określonych funkcji przedsiębiorstw przekazanych innym podmiotom;

- K_3 — poziom funkcji serwisów internetowych;
- K_4 — jakość porozumiewania się z podmiotami zewnętrznymi.

Przykładowe powiązania pomiędzy elementami sieci w ramach pierwszego komponentu można interpretować następująco: kryterium K_{11} wpływa na kryteria K_{12} , K_{13} , K_{14} i K_{15} , które znajdują się w tym samym komponentcie. Element K_{11} wpływa także na ocenę każdego z wariantów decyzyjnych (województw). Z kolei poszczególne warianty decyzyjne oddziałują na kryteria główne, czyli K_1 , K_2 , K_3 i K_4 . Sieć zależności pomiędzy komponentami (schemat) przedstawiono w postaci grafu skierowanego, w którym strzałki wskazują na charakter (kierunek) związku. Uzyskano ją w programie Super Decisions©. Jest to przykład sieci hiernet bez celu głównego na górze i ze sprzężeniem zwrotnym pomiędzy poziomami ostatnim i pierwszym.

Konstrukcja sieci zależności i dobór kryteriów wymagały uwzględnienia wiedzy eksperckiej pochodzącej z informacji zawartych w formularzach SSI-01, wypełnionych przez specjalistów zajmujących się tematyką ICT w przedsiębiorstwach, które brały udział w badaniu GUS.

SIEĆ ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY KOMPONENTAMI W ANP SKONSTRUOWANA NA POTRZEBY RANKINGU WOJEWÓDZTW



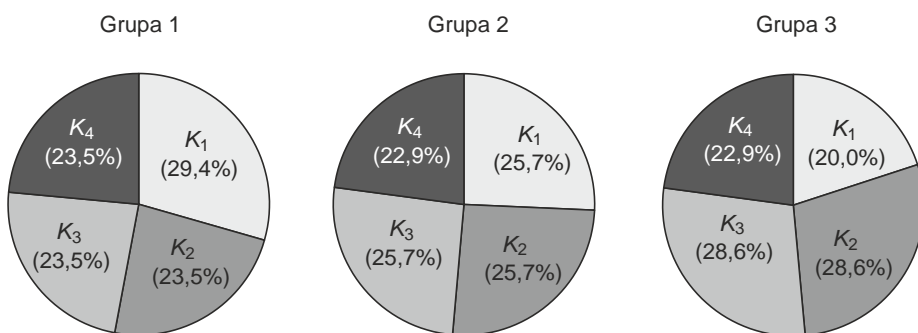
Źródło: opracowanie własne w programie Super Decisions©.

Połączenie komponentów nastąpiło po określeniu, czy i w jakim stopniu element danego komponentu wpływa na element innego komponentu i odwrotnie.

Metoda ANP pozwala na swobodne porządkowanie elementów — nie ma tu ściśle ustalonego łańcucha ważności jak w przypadku hierarchii.

Za pomocą metody *k*-średnich (Grabiński, 1992) dokonano podziału województw z uwagi na zaangażowanie firm w korzystanie z ICT. Obliczenia wykonano w programie Statistica 12, w celu sporządzenia profili preferencyjnych. Otrzymano trzy grupy województw ze względu na zróżnicowanie zaangażowania podmiotów w wykorzystanie ICT w 2015 r. W pierwszej znalazły się województwa, w których przedsiębiorstwa charakteryzują się najwyższym nasyceniem technologiami informacyjnymi i komunikacyjnymi, w trzeciej — województwa, gdzie poziom ten jest najniższy.

WYKR. 1. PREFERENCJE W GRUPACH WOJEWÓDZTW



U w a g a. Grupa 1 — woj.: mazowieckie, śląskie i wielkopolskie; grupa 2 — woj.: dolnośląskie, łódzkie, małopolskie i pomorskie, grupa 3 — woj.: kujawsko-pomorskie, lubelskie, lubuskie, opolskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Na wyk. 1 przedstawiono przykładowe (jedno z wielu) zróżnicowanie preferencji (uzyskane wektory skali) dla poszczególnych profili wariantów decyzyjnych, które uwzględniały atuty i możliwości województw. Preferencje decydenta w przypadku kryteriów głównych miały na względzie wyróżnienie mocnych i słabych stron województw znajdujących się w poszczególnych grupach. Wyeksponowano wiodące dziedziny ICT, natomiast tym działom, które wymagały doinwestowania, nadano niższe preferencje. Wiedza na temat sytuacji na rynku ICT pochodziła ze wstępnej analizy materiału empirycznego.

Grupa 1 obejmowała województwa, w których znacznie dofinansowywano infrastrukturę ICT, intensywnie korzystano z oprogramowania ERP lub CRM, a także posiadano formalnie zdefiniowaną politykę bezpieczeństwa informatycznego. W grupie 2 znajdowały się województwa, w których sfera związana z elektroniczną wymianą danych z podmiotami zewnętrznymi była mniej rozwinięta. Grupę 3 tworzyły województwa o słabo rozwiniętej infrastrukturze, których mocną stroną stanowiła działalność outsourcingowa i internetowa. W przypadku preferencji dla subkryteriów postępowanie miało na celu nadanie najwyższej wagi kry-

teriom reprezentującym najnowsze kierunki rozwoju ICT, czyli wsparcie technologii nowoczesnych i innowacyjnych. Należy dodać, że kryteria główne porównywano parami, z uwzględnieniem każdej klasy otrzymanej metodą k -średnich, czyli z uwagi na mocne i słabe strony poszczególnych województw.

Kolejny etap badania obejmował porównanie parami subkryteriów wewnątrz każdego komponentu. Otrzymano cząstkowe wektory skali, które utworzyły macierz wag. Ostatnim elementem supermacierzy była macierz ocen obiektów, w której wektory skali wyznaczono na zasadzie przekształcenia liniowego danych empirycznych. W wyniku zestawienia macierzy cząstkowych otrzymano wartości początkowej supermacierzy. Założono, że komponenty są nierozróżnialne, dlatego uzyskaną początkową supermacierz przyjęto za ważoną. Dalszy etap badania polegał na wyznaczeniu macierzy granicznej. W wyniku obliczeń otrzymano wektor skali, który odpowiadał analizowanym wariantom.

W tabl. 4 przedstawiono ranking województw ze względu na stopień wykorzystania ICT przez przedsiębiorstwa w 2015 r. Obliczenia wykonano w programie Super Decisions©. Kolejne kolumny zawierają: wartości wyznaczone w stosunku do ideału (najlepszego wyniku), znormalizowane wartości, czyli końcowy wektor skali, oraz wycięty fragment supermacierzy. Pozycja województwa (wariantu decyzyjnego) zależała od użyteczności (znormalizowanej oceny końcowej) — im użyteczność była większa, tym wyższa pozycja w końcowym rankingu.

TABL. 4. RANKING WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM WYKORZYSTANIA ICT PRZEZ FIRMY W 2015 R.

Pozycja w rankingu	Województwa	Metoda ANP		
		wartości względem ideału	końcowy wektor skali	fragment supermacierzy wartości granicznych
1	mazowieckie	1,00000	0,07663	0,02555
2	opolskie	0,87140	0,06678	0,02226
3	dolnośląskie	0,86700	0,06644	0,02215
4	śląskie	0,86313	0,06615	0,02205
5	wielkopolskie	0,84330	0,06463	0,02115
6	pomorskie	0,83958	0,06434	0,02145
7	łódzkie	0,82244	0,06303	0,02101
8	małopolskie	0,81859	0,06273	0,02091
9	podlaskie	0,80987	0,06206	0,02069
10	kujawsko-pomorskie	0,80819	0,06194	0,02065
11	zachodniopomorskie	0,77705	0,05955	0,01985
12	lubelskie	0,77504	0,05939	0,01980
13	podkarpackie	0,77084	0,05907	0,01969
14	lubuskie	0,74780	0,05731	0,01910
15	warmińsko-mazurskie	0,73636	0,05643	0,01881
16	świętokrzyskie	0,69852	0,05353	0,01784

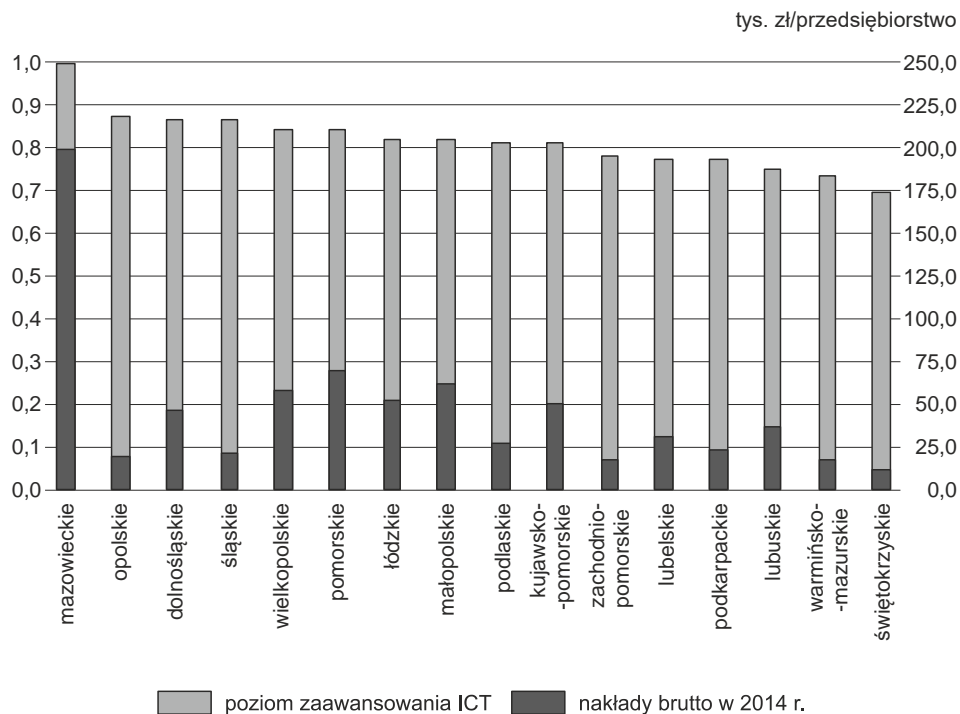
Źródło: jak przy tabl. 1.

Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że liderem w teleinformatyce w 2015 r. było woj. mazowieckie, a za nim uplasowały się województwa: opolskie, dolnośląskie i śląskie. Najniższą notę uzyskało woj. świętokrzyskie; odległe pozycje zajęły także województwa warmińsko-mazurskie i lubuskie. Do zajęcia przez województwa wysokiej pozycji w rankingu przyczyniły się pod-

mioty, które odpowiednio wykorzystywały technologie ICT. Firmy te inwestowały w nowoczesny sprzęt i oprogramowanie, w prowadzeniu swojej działalności opierały się na gospodarce cyfrowej, osiągały przewagę konkurencyjną dzięki komunikowaniu się z kontrahentami oraz reklamowaniu swoich produktów i usług za pomocą sieci, a także stosowały najnowsze sposoby pozyskania klientów i dostawców, w tym m.in. poprzez media społecznościowe.

Warto prześledzić, jak kształtowała się znormalizowana ocena końcowa, która wpłynęła na miejsce w rankingu, skonfrontowana z nakładami brutto na ICT (por. wyk. 1). Mimo że informacje pochodzą odpowiednio z lat 2015 i 2014, czyli dotyczą krótkiego okresu, skłaniają do zastanowienia się, czy zainwestowanie znacznych funduszy w nowoczesne technologie przyczyniło się do zajęcia wysokiej pozycji w rankingu.

WYKR. 2. ZNORMALIZOWANA OCENA KOŃCOWA I NAKŁADY NA ICT WEDŁUG WOJEWÓDZTW



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szczególnie interesująco przedstawia się sytuacja w woj. opolskim. Podmioty tam zlokalizowane poniosły stosunkowo niewielkie nakłady na ICT (13 miejsce — por. tabl. 2), ale w końcowym rankingu region ten znalazł się na drugim miejscu. Województwo opolskie należało do grupy 3 (wykr. 1), skupiającej podmioty, których mocną stroną był rozwój ICT oparty na outsourcingu i zaawansowanych

technologiach internetowych. Można zatem uznać, że w województwie tym było najwięcej przedsiębiorstw o cechach preferowanych przez ten profil. Powyższy przykład ukazuje zaletę metody ANP, która pozwala na ujęcie preferencji różnych obiektów w formie zależności sieciowych. W omawianym badaniu założono występowanie trzech grup (profilu) preferencyjnych (wykr. 1). Gdyby województwa zostały ocenione ze względu na preferencje tylko jednej grupy, np. grupy 1, skupiającej doinwestowane przedsiębiorstwa przemysłowe z wysoko rozwiniętą infrastrukturą, wówczas wyniki rankingu byłyby niekorzystne dla województw z pozostałych grup.

Podsumowanie

Wyniki badania świadczą o tym, że liderem w teleinformatyce w 2015 r. było woj. mazowieckie. Wysokim poziomem wyposażenia w sprzęt informatyczny i odpowiednim wykorzystaniem ICT w procesie zarządzania przedsiębiorstwem charakteryzowały się także województwa: opolskie, dolnośląskie i śląskie. Niekorzystnie wypadło w rankingu woj. świętokrzyskie.

W pracy posłużono się podstawowym modelem decyzyjnym ANP. Badanie można byłoby rozszerzyć poprzez przedstawienie problemu w postaci sieci kontrolnej. Wymagałoby to opracowania oddzielnych modeli: korzyści, kosztów, szans i ryzyka decyzji. Analiza tych modeli oraz ocena stabilności rozwiązania wydają się interesująca.

dr Aneta Becker — Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

LITERATURA

- Adamus, W., Gręda, A. (2005). Wspomaganie decyzji wielokryterialnych w rozwiązywaniu wybranych problemów organizacyjnych i menedżerskich. *Badania Operacyjne i Decyzje*, 2.
- Downarowicz, O., Krause, J., Sikorski, M., Stachowski, W. (2000). *Zastosowanie metody AHP do oceny i sterowania poziomem bezpieczeństwa złożonego obiektu technicznego. Wybrane metody ergonomii i nauki o eksploatacji*. Gdańsk: Wydawnictwo Politechniki Gdańskiej.
- Grabiński, T. (1992). *Metody taksonometrii*. Kraków: Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- GUS. (2015a). *Spółeczeństwo informacyjne w Polsce. Wyniki badań statystycznych z lat 2011—2015*. Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/nauka-i-technika-spoleczenstwo-informacyjne/spoleczenstwo-informacyjne>.
- GUS (2015b). *Wykorzystanie technologii informacyjno-(tele)komunikacyjnych w przedsiębiorstwach i gospodarstwach domowych w 2015 r.* Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/nauka-i-technika-spoleczenstwo-informacyjne/spoleczenstwo-informacyjne/wykorzystanie-technologii-informacyjno-telekomunikacyjnych-w-przedsiębiorstwach-i-gospodarstwach-domowych-w-2015-r-3,13.html>.
- Saaty, T. L. (1980). *The Analytic Hierarchy Process*. New York: McGraw-Hill.
- Saaty, T. L. (2005). *Theory and Applications of the Analytic Network Process*. Pittsburgh PA.
- Trzaskalik, T. (red.). (2006). *Metody wielokryterialne na polskim rynku finansowym*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Trzaskalik, T. (red.). (2014). *Wielokryterialne wspomaganie decyzji. Metody i zastosowania*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

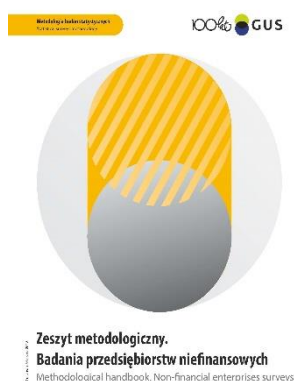
Summary. *The aim of the article is a multi-criteria analysis of voivodships with regard to the use of information and communication technologies (ICT) by enterprises in 2015. The ANP method, which is classified as one of multi-criteria decision-making methods, was used in the research. Expert knowledge of ICT specialists employed in enterprises participating in the survey of Statistics Poland was applied. On this basis, ICT attributes were selected and a criterion structure was constructed. In the case of main criteria, preferences were determined considering strengths and weaknesses of voivodships. As a result of the k-means method classification, groups of voivodships were established due to the use of ICT by enterprises. Preferences in the case of sub-criteria were based on the principle that the criteria characterizing the latest trends of ICT development are of the highest importance.*

The obtained results can be applied to evaluate the ICT space and the degree of enterprises involvement in modern technologies usage by voivodships.

Keywords: Information and Communication Technologies (ICT), multi-criteria decision-making method, Analytic Network Process (ANP).

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — luty 2018 r.



Z lutowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na **Badania przedsiębiorstw niefinansowych. Zeszyt metodologiczny** oraz publikację cykliczną **Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2016 r.**

W *Zeszycie metodologicznym*, zaopiniowanym przez Komisję Metodologiczną GUS, przedstawiono informacje o źródłach danych wykorzystywanych w kwartalnych i rocznych badaniach przedsiębiorstw niefinansowych, a także o wynikach opracowywanych na podstawie tych badań i formach ich prezentacji.

Publikacja stanowi kompendium wiedzy dla osób wykorzystujących wyniki badań przedsiębiorstw niefinansowych. Jest pomocna zwłaszcza w ich analizie i interpretacji.

W kolejnych rozdziałach *Zeszytu...* przedstawiono m.in. historię badań przedsiębiorstw niefinansowych prowadzonych przez GUS, główny ich cel, zakres przedmiotowy i podmiotowy, metodę oraz podstawowe zasady organizacji badań i sposoby publikacji wyników. Opisane badania prowadzi Departament Przedsiębiorstw, który odpowiada za metodologię oraz opracowanie, analizę i prezentację wyników. Zgromadzone dane są podstawą badań uwzględniających potrzeby użytkowników, w tym związane z wymogami wynikającymi z rozporządzeń Unii Europejskiej.

Zeszyt dostępny jest na stronie GUS w polskiej wersji językowej.



Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2016 r., ukazująca się co dwa lata, zawiera informacje umożliwiające obserwację kształtowania się miesięcznych i godzinowych wynagrodzeń brutto w Polsce oraz ich struktury według cech demograficznych i zawodowych.

Publikacja składa się z czterech części. W pierwszej dokonano ogólnej charakterystyki wyników badania, uwzględniającej m.in. analizę struktury zatrudnienia oraz zróżnicowanie przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto. Wyniki badania struktury wynagrodzeń, jako jedyne źródło, umożliwiają także opracowanie rozkładów według wysokości wynagrodzenia

oraz podstawowych mierników zróżnicowania płac. Istotnym elementem badania jest możliwość zaprezentowania poziomu i struktury wynagrodzeń według grup zawodowych. Materiał analityczny wzbogacono wykresami i tablicami. Druga część zawiera uwagi metodyczne do badania, którego istotnym elementem są grupy zawodów różnicujące w sposób zasadniczy wynagrodzenia. Są one niezbędne do pełnej oceny struktury kwalifikacyjnej kadr. W kolejnej części Czytelnicy znajdą słownik podstawowych terminów używanych w publikacji. Wyniki badania zamieszczono również w części tabelarycznej, która dostarcza informacji o strukturze i wielkości miesięcznych wynagrodzeń brutto według płci: wieku, wykształcenia, stażu pracy, wykonywanego zawodu oraz cech charakteryzujących zakłady pracy (rodzaj działalności, sektor własności i wielkość zakładu). Dane w tej części ujęto w skali ogólnokrajowej oraz w układzie województw.

Publikacja ukazała się w wersji polsko-angielskiej. Dostępna jest również na stronie GUS. Dołączono do niej zestaw tablic w formacie MS Excel, które mogą być wykorzystywane do dalszych analiz.

W lutym br. roku ukazały się także: „**Biuletyn Statystyczny**” (nr 1/2018), *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — grudzień 2017 r.*, *Działalność badawcza i rozwojowa w Polsce w 2016 r.*, *Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2016 roku*, *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2018 r.*, *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 (luty 2018)*, *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w styczniu 2018 roku*, *Rocznik Statystyczny Pracy 2017*, *Rocznik Statystyczny Przemysłu 2017*, *Użytkowanie gruntów i powierzchnia zasiewów w 2017 roku*, *Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, 2017 rok* oraz „**Wiadomości Statystyczne**” (nr 2/2018 (681)).

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

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

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

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

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

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

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

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

W komunikacie MNiSW z dnia 18 grudnia 2015 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych wraz z liczbą punktów przyznawanych za publikację w tych

czasopismach, miesięcznikowi „Wiadomości Statystyczne” przyznano **12 punktów**.

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

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

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

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

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną pod adresem:

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

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

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

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

Zasady przywoływania pracy w tekście:

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

Przykład zapisu:

Jak stwierdza Iksiński (2001)...

- Badania wskazują, iż... (Iksiński, 2001).
- b.** Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.
Przykład zapisu:
Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...
Badania wskazują, iż... (Iksiński i Nowak, 1999).
- c.** Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).
Przykład zapisu:
Przywołanie po raz pierwszy:
Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)...
Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, iż...
Kolejne przywołania:
Badania Nowaka i współpracowników (2003)...
Badania te wskazują, iż... (Nowak i in., 2003).
- d.** Sześciu i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.
Przykład zapisu:
Nowakowski i współpracownicy twierdzą, iż... (1997).
Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...
- e.** Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem i umieszczone w nawiasie. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem.
Przykład zapisu:
(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)
(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).
- f.** Przywoływanie pracy za innym autorem: stosujemy w tekście, natomiast w literaturze cytowanej umieszczamy jedynie pracę czytaną.
Przykład zapisu:
Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)...
Badania sugerują, iż ... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).
15. Wykaz literatury powinien być zamieszczony na końcu opracowania. Prace należy zapisać alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora/autorów należy je uporządkować według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego auto-

ra/autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji, porządkując prace alfabetycznie według tytułu.

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

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

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

Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wyników informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania, wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

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

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

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