

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
LUTY 2016

2

w numerze m.in.:

ANDRZEJ MŁODAK, TOMASZ JÓZEFOWSKI, ŁUKASZ WAWROWSKI
Zastosowanie metod taksonomicznych w estymacji wskaźników ubóstwa

KRZYSZTOF CZAUDERNA
Paradoksy skłonności do ryzyka. O pewnej nieścistości teorii perspektywy



KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

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

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczyzcy, 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 wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Andrzej MŁODAK, Tomasz JÓZEFOWSKI, Łukasz WAWROWSKI

Zastosowanie metod taksonomicznych w estymacji wskaźników ubóstwa¹

Streszczenie. *W artykule opisano możliwości wykorzystania metod taksonomicznych do konstrukcji kompleksowych mierników poziomu ubóstwa. Mogą one służyć jako zmienne pomocnicze w estymacji wskaźników ubóstwa na różnych poziomach przestrzennych. Zastąpienie szeregu zmiennych objaśniających przez jeden starannie wyznaczony miernik syntetyczny ułatwia dokonanie estymacji, a przy tym pozwala spojrzeć na każdy model jako na integralną całość. Konstrukcję mierników kompleksowych do różnych zbiorów danych oparto na podejściu wykorzystującym metodę odwróconej macierzy korelacji w procesie weryfikacji korelacyjnej, medianę Webera w normalizacji oraz na wzorcu rozwojowym. Zbiory te miały zarówno charakter jednolitych, jak również bardzo obszernych i zróżnicowanych dziedziny zasobów. W drugim przypadku zastosowano podejście wielokryterialne. Rozpatrywane dane miały formę panelową, co*

¹ Opracowanie powstało w wyniku pracy badawczej pt. *Dezagregacja wskaźników Strategii Europa 2020 na poziom NTS 2 z zakresu pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego*, prowadzonej w ramach projektu *Wsparcie systemu monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2007–2013 oraz programowania i monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2014–2020*. Projekt był współfinansowany przez Unię Europejską ze środków Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna 2007–2013. Zawarte tu treści zostały zaprezentowane przez autorów podczas ogólnopolskiej konferencji naukowej *Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w układach regionalnych i lokalnych*, która odbyła się w Poznaniu 11 i 12 czerwca 2015 r. Zawarte w artykule opinie są wyłącznie opiniami jej autorów, a uzyskane wyniki nie mają charakteru oficjalnych danych statystyki publicznej.

wymagało zmodyfikowania tradycyjnego podejścia w zakresie weryfikacji zmiennościowej i korelacyjnej. W opracowaniu ukazano efekty wykorzystania uzyskanych mierników w estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy oraz wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej, dokonanej przy użyciu modelu Faya-Herriota. Porównano je też z wynikami estymacji bezpośredniej.

Słowa kluczowe: wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy, wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej, miernik taksonomiczny, estymacja bezpośrednia, model Faya-Herriota.

We współczesnym świecie skuteczne zwalczanie ubóstwa i wykluczenia społecznego wymaga wiedzy o jego natężeniu i przestrzennym zróżnicowaniu. Ma to swoje odzwierciedlenie w przyjętej strategii *Europa 2020*, do której włączono cztery wskaźniki mające monitorować zmiany w tej dziedzinie. Przedmiotem opisanej tu analizy są dwa wskaźniki:

- **bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych** — definiowany jako udział osób w wieku 0—59 lat mieszkających w gospodarstwach domowych, w których osoby dorosłe (w wieku 18—59 lat) pracują nie mniej niż wynosi 20% ich całkowitego potencjału pracy w liczbie ludności ogółem w tej grupie wieku,
- **pogłębionej deprivacji materialnej** — określany jako odsetek osób, które deklarują brak możliwości realizacji ze względów finansowych przynajmniej czterech z dziewięciu następujących potrzeb: 1) terminowych opłat związanych z mieszkaniem, spłatach rat, kredytów; 2) ogrzewania mieszkania odpowiednio do potrzeb; 3) pokrycia niespodziewanego wydatku; 4) spożywania mięsa lub ryb co drugi dzień; 5) opłacenia tygodniowego wyjazdu wszystkich członków gospodarstwa domowego na wypoczynek raz w roku; 6) posiadania telewizora kolorowego, jak również posiadania: 7) pralki; 8) samochodu; 9) telefonu.

Rosnące potrzeby informacyjne w zakresie między innymi owych dwóch wskaźników są szczególnie zauważane w ujęciu regionalnym. Stanowią one w ostatnich latach istotny impuls do poszukiwania nowych, lepszych metod uzyskiwania i szacowania takich danych. Ważną rolę w tej mierze odgrywa statystyka małych obszarów (SMO). Ze względu na jej własności może pełnić coraz ważniejszą rolę w kształtowaniu nowoczesnych technik uzyskiwania informacji. Jej metody ukierunkowane są na obniżenie kosztów badań przy jednoczesnym zmniejszeniu obciążeń respondentów poprzez wykorzystanie dodatkowych informacji pochodzących spoza badanej domeny, zwiększając dzięki temu efektywnie wielkość próby, a w konsekwencji precyzję uzyskiwanych oszacowań.

Efektywność stosowania metody SMO zależy jednak od wielu czynników. Oprócz klasycznych uwarunkowań istotne znaczenie ma także właściwy dobór

zmiennych pomocniczych. Wymaga to nierzadko analizy obszernych zasobów informacji statystycznych opisujących rozmaite złożone zjawiska społeczno-gospodarcze (jak np. rynek pracy, infrastruktura, gospodarka komunalna itp.).

Z uwagi na charakter tych zjawisk zmienne je charakteryzujące są ze sobą ściśle powiązane w różnym zakresie i — przede wszystkim w obrębie danego zjawiska złożonego — składają się na nierozzerwalną całość. Łączne rozpatrywanie takich zmiennych w estymacji wydaje się być zatem ze wszech miar pożądane, pozwala bowiem uwzględnić siłę i kierunki ich wzajemnych związków rozmaitego typu oraz komplementarność informacyjną. Najefektywniejszym sposobem prowadzącym do tego celu jest konstrukcja zmiennej syntetycznej (zwanej metacechą), dokonana na podstawie wartości wyodrębnionych zmiennych diagnostycznych. Zmienna ta w sposób jednowymiarowy odzwierciedla bowiem kształtowanie się określonych obserwacji wielowymiarowych. Upraszcza to proces estymacji oraz zapewnia lepszy wsad informacyjny w porównaniu z modelami, gdzie istotność każdej zmiennej i jej wkład do modelu są ustalane odrębnie (a nawet jeśli wstawia się doń zmienne interakcyjne — np. iloczyny zmiennych podstawowych — to i tak nie da się tą drogą uwzględnić wszystkich związków między nimi). Dzięki temu może być ona efektywnie użyta w modelach estymacji dla małych obszarów, które oparte są na zmiennych pomocniczych.

W artykule zaprezentowano możliwości konstrukcji takiego miernika. Wskazano także na możliwość jego wykorzystania jako zmiennej pomocniczej w estymacji wspomnianych dwóch wskaźników ubóstwa dla województw. Estymacji takiej dokonano przy użyciu modelu Faya-Herriota.

Wykorzystanie kompleksowego miernika zamiast wyjściowych zmiennych pomocniczych jako regresorów motywowane było potrzebą zwiększenia efektywności i jakości docelowych oszacowań. Ze względu na założenia badania i dostępność odpowiednich informacji rozpatrywano zestawy zmiennych wyjściowych o dość szczególnym charakterze — oba miały charakter panelowy (dotyczyły lat 2005—2012), a jeden z nich okazał się różnorodny dziedzinowo i obszerny. Konstrukcję miernika kompleksowego trzeba było odpowiednio zmodyfikować w celu uwzględnienia tej specyfiki.

W części pierwszej artykułu przedstawiono konstrukcję miernika kompleksowego, uwzględniającej panelowy i wielokryterialny charakter zmiennych. Przytoczono tutaj także istotę estymacji bezpośredniej i modelu Faya-Herriota. Następnie, w drugiej części artykułu, zaprezentowano pierwszy zestaw wskaźników użytych do konstrukcji miernika opartego na taksonomii wielokryterialnej, efekty jego weryfikacji oraz wyniki konstrukcji, a także efektywność zastosowania owego miernika w modelu estymacyjnym w porównaniu z estymacją bezpośrednią. Trzecia część została poświęcona analogicznej analizie dotyczącej drugiego z rozpatrywanych zestawów. Obliczenia przeprowadzono przy użyciu programu SAS Enterprise Guide 4.3 (z uwzględnieniem jego środowiska IML) oraz środowiska R. Całość wieńczą stosowne wnioski.

ZASADY KONSTRUKCJI MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO I BUDOWY MODELI ESTYMACYJNYCH

Jak już wcześniej wspomniano, zmienna syntetyczna służy do jednowymiarowego opisu wielowymiarowych zjawisk społeczno-gospodarczych. Każdy obiekt (którym bywa — tak jak w omawianym przypadku — obszar przestrzeny, ale może to być również grupa firm, osób, instytucji itp.) opisany jest przy pomocy danych liczbowych odzwierciedlających poszczególne aspekty analizowanego zjawiska. Budowa takiego miernika jest wieloetapowa.

Pierwszy krok w tym zakresie stanowi **dobór zmiennych wyjściowych**. Muszą być one mierzalne, logicznie powiązane z rozpatrywanym zjawiskiem złożonym oraz charakteryzować się takimi właściwościami, jak: odpowiednia jakość i różnorodność informacyjna, istotność z punktu widzenia analizowanych zjawisk, kompletność informacji na temat wszystkich aspektów istotnie wpływających na kształt danego zjawiska złożonego², jednoznaczność i precyzja zdefiniowana czy wzajemne powiązanie z logicznego punktu widzenia. Zmienne wyjściowe winny mieć także charakter wskaźnikowy. Ze względu bowiem na naturalne różnice, jakie występują pomiędzy niektórymi obszarami przestrzennymi a pozostałymi, te sporadyczne wyjątki będą już na wstępie trudno porównywalne z innymi. Na przykład miasta na prawach powiatu pod względem demograficznym i mieszkaniowym będą się wyróżniać. Zastosowanie zmiennych wskaźnikowych pozwala te niedogodności w znacznym stopniu zniwelować.

Drugi etap analizy polega na **weryfikacji zmiennych**. Ma ona na celu wyodrębnienie spośród zgromadzonych zmiennych takich, które z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska złożonego wnoszą największą wartość informacyjno-różnicującą w odniesieniu do wiedzy o rozpatrywanych obiektach. Weryfikacja owa przebiega w dwóch krokach.

Najpierw dokonywana jest selekcja pod kątem *zmiennościowym*. Eliminuje się wtedy zmienne o zbyt niskiej zmienności (zróznicowaniu), a zatem wykazujące zbyt małą moc różnicującą badane objekty. Zmienna, która nie wykazuje odpowiedniego zróznicowania staje się zatem w tym kontekście bezużyteczna. Wobec tego eliminacji podlegają zmienne, dla których wartość bezwzględna współczynnika zmienności kształtuje się w pewnej arbitralnie ustalonej wartości progowej. Za taką wielkość najczęściej przyjmuje się 0,1 (10%).

Pozostawione w modelu zmienne poddaje się z kolei *weryfikacji korelacyjnej*. Ma to na celu eliminację danych nadmiernie skorelowanych, czyli będących nośnikami podobnej informacji co inne. Pod uwagę należy zatem wziąć współczynniki korelacji wszystkich par zmiennych. Punkt wyjścia stanowi tutaj wyznaczenie macierzy korelacji zmiennych.

W celu uzyskania integralności modelu taksonomicznego (i wszystkich powiązań występujących pomiędzy rozpatrywanymi zmiennymi — nie tylko for-

² Wiadomo że w praktyce jest to niemożliwe — jako że nie wszystkie czynniki wpływające na owo zjawisko są obserwowalne czy kwantyfikowalne (czyli dają się opisać w postaci liczb) — ale należy dążyć do maksymalizacji poziomu owej wyczerpalności.

malnych, wyrażonych np. korelacją) zastosowano metodę odwróconej macierzy korelacji (Malina, Zeliaś, 1998; Młodak, 2006). Polega ona na tym, że wyznaczana jest macierz odwrotna do macierzy korelacji zmiennych Pearsona \mathbf{R} , czyli \mathbf{R}^{-1} . Następnie bada się elementy diagonalne owej odwróconej macierzy korelacji \mathbf{R}^{-1} . Jeżeli zmienne nie wykazują wielu ścisłych współzależności, to jej elementy diagonalne są czynnikami inflacji wariancji (*Variance Inflation Factor* — VIF) dla danych zmiennych w porównaniu z innymi i wynoszą (Neter i in., 1985):

$$r_{jj}^{(-1)} = VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (1)$$

gdzie R_j — współczynnik determinacji regresji j -tej zmiennej względem pozostałych, $j = 1, 2, \dots, p$, p — liczba zmiennych w modelu po weryfikacji zmiennościowej. Ze wzoru (1) wynika, że diagonalne elementy macierzy \mathbf{R}^{-1} winny należeć do przedziału $[1, \infty)$. Jeśli owe elementy są zbyt duże — np. większe od 10 — oznacza to wadliwe uwarunkowanie numeryczne macierzy \mathbf{R}^{-1} , czyli nadmierne skorelowanie danej zmiennej z pozostałymi. Jeżeli występuje tylko jedna zmienna o tej własności, to ją się eliminuje.

W przypadku występowania większej liczby takich zmiennych można byłoby wprawdzie wyeliminować wszystkie, ale najczęściej prowadziłyby to do nadmiernego uszczuplenia — żeby nie rzec: marnotrawstwa — zasobu informacyjnego modelu. Zazwyczaj bowiem wystarczy eliminacja niektórych z nich, aby elementy diagonalne odwróconej macierzy korelacji pozostałych zmiennych były dostatecznie niskie. I właśnie tę metodę zastosowano w naszej analizie. Jako dodatkowe kryterium eliminacji w opisanych sytuacjach przyjęto poziom skorelowania z oszacowaniem bezpośrednim docelowych wskaźników. W przypadku owych „kolizji” w modelu pozostawiano te zmienne, które były silniej z rzeczonymi wskaźnikami skorelowane.

W wyniku weryfikacji zmiennościowo-korelacyjnej ukształtowany zostaje *zestaw zmiennych* (lub *cech diagnostycznych*). Właściwa konstrukcja miernika taksonomicznego wymaga dokonania **stymulacji** i **normalizacji** owych zmiennych. W tym celu dokonuje się identyfikacji kierunku oddziaływania zmiennych na status obiektów z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska złożonego. Ze względu na ów kierunek zmienne diagnostyczne dzieli się na:

- stymulanty — zmienne, których wyższa wartość świadczy o lepszej pozycji obiektu w danym kontekście;
- destymulanty — im wyższa wartość danej zmiennej, tym gorsza pozycja obiektu w rozważanym zjawisku;
- nominanty — zmienne mające optymalny poziom wartości (punkt przegięcia), poniżej którego mają charakter stymulanty, a powyżej destymulanty lub na odwrót.

Klasyfikowanie zmiennej do jednej z trzech kategorii odbywa się zazwyczaj na podstawie doświadczenia i rozeznania badacza. Obarczone jest ono zatem określoną dozą subiektywizmu. Jednak w przypadku opisywanych tu badań, istotną rolę odgrywa korelacja ze zmienną docelową. Zmienne diagnostyczne dodatnio skorelowane z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych czy wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej uznawano zatem za stymulanty, zaś skorelowane ujemnie — za destymulanty. Nominant nie było. Stymulacja polegała na sprowadzeniu destymulant do formy stymulant poprzez zmianę ich znaku na przeciwny celem ujednoczenia charakteru wszystkich zmiennych diagnostycznych.

Normalizacja natomiast to sprowadzenie (wyrażonych zazwyczaj w różnych jednostkach miary i mających odmienny zakres wartości) zmiennych diagnostycznych do najlepszej, porównywalnej postaci, np. poprzez standaryzację, unitaryzację lub przekształcenia ilorazowe (Zeliaś, 2002; Młodak, 2006). Najlepsza jest jednak taka normalizacja, która traktuje model jako integralną całość, należycie uwzględniając siłę i kierunki wzajemnych powiązań między zmiennymi diagnostycznymi, a równocześnie minimalizując wpływ incydentalnych obserwacji odstających na końcowy rezultat. W analizie wykorzystano tego rodzaju podejście oparte na medianie Webera (Młodak, 2006, 2009).

Niech X_1, X_2, \dots, X_m oznacza zestaw zmiennych diagnostycznych, x_{ij} — obserwację zmiennej X_j dla i -tego obiektu, zaś $\gamma_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$ — wektor obserwacji zmiennych dla obiektu i , $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$ (n — liczba obiektów, m — liczba zmiennych diagnostycznych). Medianę Webera definiuje się wówczas jako wektor $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \in \mathbb{R}^m$, który minimalizuje sumę euklidesowych odległości od punktów $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$, czyli spełnia następującą równość optymalizacyjną:

$$\sum_{i=1}^n \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2} = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \sum_{i=1}^n \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - y_j)^2} \quad (2)$$

Celem jeszcze lepszego uodpornienia wyników analizy na niekorzystny wpływ obserwacji odstających zastosowano uciętą (*trimmed*) wersję równania (2), czyli ograniczono się do sumowania po k ($k < n$) najmniejszych odległości cząstkowych, otrzymując wektor $\tilde{\Theta} = (\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \dots, \tilde{\theta}_m) \in \mathbb{R}^m$ spełniający równość (Vandev, 2002):

$$\sum_{i=1}^K \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - \tilde{\theta}_j)^2} = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \sum_{i=1}^K \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - y_j)^2} \quad (3)$$

Oznaczenie (i) we wzorze (3) odnosi się do indeksu obserwacji odpowiadającej obiektowi, dla którego jego odległość od danego punktu jest i -tą co do wiel-

kości (w kolejności niemalejącej). W naszym przypadku przyjęto ucięcie pięcioprocentowe, tzn. położono $k = [0,95n]^3$. Normalizacja dokonana przy użyciu uciętej mediany Webera ma postać:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \tilde{\theta}_j}{1,4826 \cdot \tilde{\text{mãd}}(X_j)} \quad (4)$$

gdzie $\tilde{\text{mãd}}(X_j) = \text{med}_{i=1,2,\dots,n} |x_{ij} - \tilde{\theta}_j|$, dla $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$ (Młodak, 2006).

Mając przygotowane w ten sposób zmienne diagnostyczne przechodzi się do **konstrukcji taksonomicznego miernika rozwoju**. Jest to sztuczny, idealny obiekt, do którego będą porównywane inne obiekty. W tym przypadku za wzorzec rozwojowy uważano taki obiekt Ψ opisany wektorem $\psi = (\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_m) \in \mathbb{R}^m$, że:

$$\psi_j = \max_{i=1,2,\dots,n} z_{ij} \quad (5)$$

dla każdego $j = 1, 2, \dots, m$.

Następnie **ustala się odległość każdego obiektu od wzorca**. Można to uczynić stosując rozmaite miary odległości, np. metrykę taksówkową (zwaną też miejską lub Hamminga), metrykę euklidesową, odległość medianową itp. W naszym przypadku dystans i -tego obiektu od wzorca zdefiniowano przy użyciu odległości medianowej:

$$d_i \stackrel{\text{def}}{=} \text{med}_{i=1,2,\dots,n} |z_{ij} - \psi_j| \quad (6)$$

dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$.

Ostatni etap procedury to **wyznaczenie miernika syntetycznego** (zwanego też *metacechą*). Dla obiektu i -tego jest on zdefiniowany jako funkcja jego odległości od wzorca rozwojowego:

$$\mu_i \stackrel{\text{def}}{=} 1 - \frac{d_i}{\text{med}(d) + 2,5\text{mãd}(d)} \quad (7)$$

dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie $d = (d_1, d_2, \dots, d_m)$. Stała 2,5 nazywana bywa *odpornościową wartością progową* (Rousseeuw, Leroy, 2005). Miernik wyrażony wzorem (7) jest w znacznym stopniu uodporniony na występowanie obser-

³ $[a]$ oznacza część całkowitą liczby rzeczywistej a , czyli największą liczbę całkowitą nie większą od a .

wacji odstających, mogących zaburzać finalne rezultaty. Miernik μ może przyjmować wartości ujemne. W takim przypadku dostarcza on informacji o istotnym odchyleniu obiektu od pozostałych, dla którego taką wartość osiąga. Im wyższa wartość miernika μ , tym lepsza jest sytuacja obiektu pod rozpatrywanym względem. W opisanym przypadku ma to wydźwięk cokolwiek pejoratywny, gdyż określenie „lepszy” oznacza tutaj większe ubóstwo.

W zaprezentowanej tu pracy badawczej posługiwano się jednak pewnymi rodzajami danych, które wymagały zastosowania specjalnego podejścia w zakresie analizy taksonomicznej. Pierwsza z takich sytuacji to znaczna wszechstronność zbioru danych. Zawierał on bowiem zestawy bardzo licznych zmiennych wskaźnikowych opisujących rozmaite dziedziny życia społeczno-gospodarczego, które w mniejszym bądź większym stopniu są powiązane ze skalą ubóstwa reprezentowaną przez badane wskaźniki i na nią oddziałują. W takim przypadku dokonywano podziału zestawu zmiennych na podzestawy zmiennych opisujących poszczególne dziedziny (np. demografia, rynek pracy, warunki życia itp.). Każda z tychże dziedzin jest wobec tego traktowana jako odrębne zjawisko złożone.

Do każdego zestawu zmiennych opisujących daną dziedzinę stosowano zatem omówioną już procedurę weryfikacji zmiennych i konstrukcji miernika syntetycznego. Następnie otrzymane dziedzinowe mierniki syntetyczne (które bywają także w tego rodzaju okolicznościach nazywane *miernikami cząstkowymi*) stanowiły zmienne, które posłużyły do konstrukcji miernika kompleksowego. Z uwagi na metodologię wyznaczania mierników cząstkowych, wszystkie są stymulantami. Tak więc wystarczyło przeprowadzić normalizację (4), określić wzorzec rozwojowy według wzoru (5) oraz odległości obiektów od niego według wzoru (6) a na koniec obliczyć wartości samego miernika oparte na formule (7). Tego typu postępowanie nazywa się *taksonomią wielokryterialną*. Pojęcie to skądinąd ma o wiele szersze znaczenie, gdyż stosuje się je do różnych mechanizmów klasyfikacji i porządkowania obiektów wielocechowych, opartych na podobnej idei algorytmu dwustopniowego (Malina, 2002).

Dane — jak już wspomniano na wstępie — dotyczyły lat 2005—2012, w związku z czym wystąpiła też inna specyficzna sytuacja. Dane te miały charakter panelowy, co oznacza, że obejmowały zarówno komponent przestrzenny (województwa), jak też czasowy (8 lat). Mówiąc bardziej formalnie, chodzi tutaj o model trójwymiarowej tablicy danych $\mathbf{X} = [x_{ijt}]$, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$, $t = 1, 2, \dots, \tau$, przy czym n i m to — tak jak poprzednio — liczba obiektów i zmiennych wyjściowych, odpowiednio, zaś τ — liczba rozpatrywanych okresów.

Oczywistym wydaje się, że weryfikacja zmiennościowo-korelacyjna winna odpowiednio wyzyskiwać informację tkwiącą zarówno w zróżnicowaniu przestrzennym, jak i czasowym. Interesują nas bowiem oba te wymiary zmienności. Wymagało to wobec tego specjalnego dostosowania metod wcześniej opisanych.

Weryfikacja zmiennościowa polegała zatem na wyznaczeniu uciętych median Webera $\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \dots, \tilde{\theta}_\tau \in \mathbb{R}^m$ dla kolejnych okresów, $\tilde{\theta}_t = (\tilde{\theta}_{t1}, \tilde{\theta}_{t2}, \dots, \tilde{\theta}_{tm})$, $t = 1, 2, \dots, \tau$. Na tej podstawie definiuje się macierz kompleksową:

$$\tilde{\Theta} = [\tilde{\Theta}_1^T \tilde{\Theta}_2^T \dots \tilde{\Theta}_\tau^T]$$

rozmiaru $m \times \tau$ i wyznacza się jej medianę Webera $\tilde{\Theta}^* = (\tilde{\theta}_1^*, \tilde{\theta}_2^*, \dots, \tilde{\theta}_m^*) \in \mathbb{R}^m$. Kompleksowy wskaźnik zmienności zmiennej X_j ma wówczas postać:

$$CV_j = \frac{\text{m}\tilde{\text{a}}\text{d}_j(\tilde{\Theta})}{\tilde{\theta}_j^*} \quad (8)$$

gdzie $\text{m}\tilde{\text{a}}\text{d}_j(\tilde{\Theta}) = \text{med}_{t=1,2,\dots,\tau} |\tilde{\theta}_{tj} - \tilde{\theta}_t^*|$, $j = 1, 2, \dots, m$ (Młodak, 2005).

Weryfikacja korelacyjna wymagała z kolei wyznaczenia macierzy korelacji Pearsona dla każdego z badanych okresów, czyli:

$$\mathbf{R}_t = [r_{jkt}] \quad (9)$$

gdzie r_{jkt} oznacza współczynnik korelacji Pearsona zmiennych X_j i X_k w okresie t , $j, k = 1, 2, \dots, m$, $t = 1, 2, \dots, \tau$. Wykorzystując macierz daną wzorem (9), stworzono kompleksową macierz korelacji z tych współczynników, które są maksymalne co do wartości bezwzględnej. Chcemy by w możliwie największym stopniu wychwycić wszelkie zależności korelacyjne w obu wymiarach — przestrzennym i czasowym. Formalnie rzecz ujmując, kompleksowa macierz korelacji w tym przypadku ma postać:

$$\mathbf{R}^* = [r_{jk}^*] \quad \text{gdzie } r_{jk}^* = r_{jkt^*} \quad \text{jeśli } |r_{jkt^*}| = \max_{t=1,2,\dots,\tau} |r_{jkt}| \quad (10)$$

$$j, k = 1, 2, \dots, m.$$

Dalsze postępowanie jest zgodne z opisaną wcześniej metodą odwróconej macierzy korelacji. W przypadku większej liczby zmiennych nadmiernie skorelowanych ze sobą uwzględniano poziom ich skorelowania ze zmienną objaśnianą — eliminowano zmienne mniej skorelowane ze zmienną docelową. Warto zaznaczyć, że praca na danych panelowych wymagała sporo wysiłku. Po pierwsze, macierz odwrotna do macierzy (10) nie musi być tak wyrazista co do elementów diagonalnych, jak w przypadku klasycznym — wzór (1). Po drugie, występowało wiele współzależności i wysokiego skorelowania, co powodowało niemożność odwrócenia macierzy lub mniejsze od jeden — nawet ujemne — wartości na przekątnej macierzy odwrotnej. Uporanie się z tymi problemami spowodowało konieczność wniesienia także dozy subiektywizmu do tej weryfikacji. Kolejne kroki konstrukcji mierników syntetycznych były takie same, jak w typowym przypadku. Dla ścisłości warto nadmienić jeszcze, że w tej konstrukcji obiekty miały formę przestrzenno-czasową, to znaczy obiektem był stan danego obszaru przestrzennego w danym roku.

Wyjściowym estymatorem wykorzystywanym w SMO jest estymator bezpośredni. W literaturze estymator ten występuje również pod nazwą estymatora Horwitza-Thompsona bądź ekspansyjnego. Często jest on traktowany jako punkt odniesienia w porównywaniu efektywności z innymi estymatorami (tzw. *estymator referencyjny*). Estymator bezpośredni opiera się jedynie na informacji pochodzącej z badania reprezentacyjnego dla danej domeny⁴.

Estymatorem bezpośrednim wartości globalnej w domenie i , gdzie $i = 1, 2, \dots, m$, jest ważona suma wartości zmiennej y pochodzących z próby s odpowiadającej domenie i o liczebności n_i :

$$\hat{y}_i = \sum_{j \in s_i} w_{ij} y_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (11)$$

gdzie:

- \hat{y}_i — oszacowana wartość globalna dla i -tej domeny;
- w_{ij} — waga przypisana do jednostki j w i -tej domenie, która zależy od schematu losowania i części próby s_i należącej do i -tej domeny;
- y_{ij} — wartość dla j -tej jednostki w i -tej domenie. Całkowita liczebność próby s wyraża się przy tym wzorem: $n = \sum_i n_i$. Wzór na wariancję estymatora bezpośredniego można znaleźć w monografii Rao⁵ (2003).

Estymator bezpośredni jest nieobciążony i efektywny w przypadku odpowiedniej wielkości próby. Jednak w badaniach statystyki publicznej zdarzają się także przypadki braku jednostek w próbie dla danej domeny. W takim przypadku nie jest możliwe wykorzystanie estymatora bezpośredniego w procesie estymacji. Również w sytuacji niewielkiej liczebności próby w danej domenie zastosowanie estymatora bezpośredniego (choć możliwe) jest nieuzasadnione ze względu na wysoką wariancję. Jednym ze sposobów szacowania parametrów w takiej sytuacji stanowi wykorzystanie estymacji pośredniej w postaci modelu Faya-Herriota.

Model Faya-Herriota został zaproponowany w 1979 r. jako narzędzie do estymacji dochodu w mało licznych domenach pod względem wielkości próby. Należy do tzw. modeli na poziomie obszaru, co oznacza, że jego użycie nie wymaga dostępu do danych jednostkowych z badania pełnego. W ten sposób znacznie zwiększa się spektrum zastosowań modelu, ponieważ dostępność

⁴ Klasa estymatorów, które wykorzystują informacje jedynie z rozważanej domeny z badania reprezentacyjnego jest szersza i również można je określić mianem bezpośrednich. Przykładem może tu być uogólniony estymator regresyjny GREG, w którym dopuszcza się użycie informacji dodatkowych w postaci zmiennych pomocniczych. Nie zmienia to jednak charakteru estymatora, który w dalszym ciągu należy do grupy estymatorów bezpośrednich, gdyż informacje te nadal pochodzą z tej samej domeny co zmienna, dla której dokonuje się odpowiednich szacunków.

⁵ Rao (2003), s. 12.

danych dla badanej domeny jest dużo większa. Ponadto model Faya-Herriota okazuje się stosunkowo łatwy w zastosowaniu i ma korzystne właściwości empiryczne.

Estymator zaproponowany przez Faya i Herriota (1979) opiera się na liniowym modelu mieszanym i jest wyrażony zależnością:

$$\hat{\theta}_i = \mathbf{x}_i^T \beta + v_i + e_i \quad i = 1, \dots, m \quad (12)$$

gdzie: $\hat{\theta}_i$ jest oszacowaną wartością w domenie i , \mathbf{x}_i^T to wektor zmiennych objaśniających dla obszaru i o wymiarach $p \times 1$, v_i jest efektem obszaru o $v_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$, a e_i stanowi błąd losowy szacunku z próby $e_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \Psi_i)$ o znanej wariancji Ψ_i .

Estymator BLUP (najlepszy liniowy estymator nieobciążony — ang. *Best Linear Unbiased Predictor*) dla modelu (12) opisany jest wzorem:

$$\tilde{\theta}_i^{BLUP} = \gamma_i \hat{\theta}_i + (1 - \gamma_i) \mathbf{x}_i^T \tilde{\beta} \quad (13)$$

gdzie:

$$\gamma_i = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \Psi_i} \quad (14)$$

$$\text{oraz } \tilde{\beta} = \tilde{\beta}(\sigma_v^2) = \left[\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T / (\Psi_i + \sigma_v^2) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \hat{\theta}_i / (\Psi_i + \sigma_v^2) \right]$$

Zgodnie ze wzorem (12) estymator BLUP jest średnią ważoną oszacowania bezpośredniego w domenie $\hat{\theta}_i$ oraz estymatora syntetycznego regresyjnego $\mathbf{x}_i^T \tilde{\beta}$. Waga $\gamma_i \in (0, 1)$ wyrażona wzorem (13) mierzy niepewność wynikającą z opisu θ_i przez model regresyjny, mając na uwadze wariancję międzyobszarową σ_v^2 względem całkowitej wariancji $\Psi_i + \sigma_v^2$. W przypadku małej wariancji σ_v^2 lub dużej wariancji, wynikającej ze schematu losowania Ψ_i , waga γ_i będzie mała i większy udział zostanie przypisany estymatorowi syntetycznemu. Mała wariancja Ψ_i lub duża σ_v^2 powoduje przypisanie większej wagi γ_i estymatorowi bezpośredniemu. Obciążenie $\tilde{\theta}_i^{BLUP}$ można wyrazić formułą:

$$B(\tilde{\theta}_i^{BLUP}) \approx (1 - \gamma_i) (\mathbf{x}_i^T \beta^* - \theta_i) \quad (15)$$

gdzie $\beta^* = E_2(\tilde{\beta})$ to warunkowa wartość oczekiwana estymatora $\tilde{\beta}$ względem $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$. Ze wzoru (14) wynika, że obciążenie związane ze schematem losowania dąży do zera, gdy $\psi_i \rightarrow 0$.

Estymator BLUP (12) jest zależny od wariancji międzyobszarowej σ_v^2 , która w praktyce jest nieznana. Do estymacji tej wartości można wykorzystać szereg metod. Do najpopularniejszych należą te oparte na momentach. Zastępując w estymatorze BLUP (13) σ_v^2 przez jego oszacowanie $\hat{\sigma}_v^2$ otrzymuje się estymator EBLUP (*Empirical Best Linear Unbiased Predictor*):

$$\tilde{\theta}_i^{BLUP} = \hat{\gamma}_i \hat{\theta}_i + (1 - \hat{\gamma}_i) \mathbf{x}_i^T \hat{\beta} \quad (16)$$

gdzie $\hat{\gamma}_i$ i $\hat{\beta}$ są wartościami γ_i i $\tilde{\beta}$, w których σ_v^2 zostało zastąpione przez $\hat{\sigma}_v^2$.

Estymator EBLUP jest nieobciążony ze względu na model, w przypadku gdy v_i i e_i mają rozkład symetryczny wokół 0 (w szczególności, gdy v_i i e_i mają rozkład normalny).

KONSTRUKCJA MIERNIKA DLA ZESTAWU WIELOKRYTERIALNEGO I JEGO WYKORZYSTANIE

W tej części artykułu prezentujemy wyniki przeprowadzonych konstrukcji miernika kompleksowego, które następnie znalazły zastosowanie w estymacji docelowych wskaźników ubóstwa. Rozpocznemy od analizy danych dla najobszerniejszego zbioru wielokryterialnych danych panelowych dla lat 2005—2012, w stosunku do którego trzeba było zastosować podejście wielokryterialne i weryfikację uwzględniającą panelowy charakter danych.

Analiza dotyczyła 140 wskaźników dla lat 2005—2012. Każde województwo w zakresie każdej zmiennej było w tym układzie opisane przy pomocy ośmiu danych dla każdego roku z tegoż zakresu czasowego. Zgromadzone informacje statystyczne obejmowały cztery dziedziny życia społeczno-gospodarczego: demografię, gospodarkę mieszkaniową i komunalną, rynek pracy oraz szeroko rozumiane warunki życia. Kompleksowy współczynnik zmienności wyznaczono z wykorzystaniem wzoru (7). W ujęciu przeciętnym okazał się on najwyższy dla rynku pracy i warunków życia.

Po usunięciu zmiennych, dla których wartość bezwzględna kompleksowego współczynnika zmienności była mniejsza od 10% oraz przeprowadzeniu kompleksowej weryfikacji korelacyjnej opartej na formule (8), uzyskano następujące zestawy zmiennych diagnostycznych (w nawiasach podano ich charakter: S — stymulanta, D — destymulanta):

- demografia:
 - saldo migracji wewnętrznych — kobiety na 1000 kobiet ogółem (D),
 - zmiana liczby ludności na 1000 mieszkańców (D),
 - udział zgonów osób w wieku 20—59 lat w liczbie zgonów ogółem (S);
- gospodarka mieszkaniowa i komunalna:
 - kwota wypłaconych dodatków mieszkaniowych na jednego mieszkańca (S),
 - korzystający z instalacji kanalizacyjnej w % ogółu ludności na wsi (S),
 - korzystający z instalacji gazowej w % ogółu ludności na wsi (D);
- rynek pracy:
 - udział bezrobotnych kobiet zarejestrowanych w wieku 55 lat i więcej w liczbie bezrobotnych kobiet ogółem (S),
 - udział kobiet poszkodowanych w wypadkach przy pracy (S),
 - zatrudnieni w warunkach zagrożenia ogółem (S),
 - stopa bezrobocia rejestrowanego, Polska=100 (S);
- warunki życia:
 - jednostki wykreślone z rejestru REGON na 10 tys. ludności (S),
 - podmioty o liczbie zatrudnionych 10—49 na 10 tys. mieszkańców w wieku produkcyjnym (D),
 - liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów — gimnazja (S),
 - liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów — zasadnicze zawodowe (D).

Jak już wspomniano wcześniej, w kwalifikowaniu danej zmiennej do kategorii stymulant bądź destymulant istotną rolę odgrywała wartość jej kompleksowego współczynnika korelacji z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych dany wzorem (10). I tak np. dla zmiennej „liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów — gimnazja” wyniosła ona 0,6969, zaś dla zmiennej „liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów — zasadnicze zawodowe” — -0,6080. W tabl. 1 zebrano wartości podstawowej statystyki opisowej dla mierników cząstkowych oraz uzyskanego na ich podstawie miernika kompleksowego (metodą taksonomii wielokryterialnej).

TABL. 1. PODSTAWOWA STATYSTYKA OPISOWA DLA MIERNIKÓW CZĄSTKOWYCH I MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO — WIELOKRYTERIALNY WARIANT PANELOWY, PRZEKRÓJ WOJEWÓDZTWA

Wyszczególnienie	Demografia	Gospodarka mieszkaniowa i komunalna	Rynek pracy	Warunki życia	Miernik kompleksowy
Średnia	0,399	0,444	0,308	0,252	0,335
Odchylenie standardowe	0,217	0,225	0,165	0,163	0,217
Współczynnik zmienności (w %)	54,419	50,664	53,503	64,587	64,809
Minimum	-0,237	0,045	-0,030	-0,160	-0,167
Kwartył I	0,258	0,261	0,208	0,144	0,213
Mediana	0,413	0,437	0,280	0,261	0,477

TABL. 1. PODSTAWOWA STATYSTYKA OPISOWA DLA MIERNIKÓW CZĄSTKOWYCH I MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO — WIELOKRYTERIALNY WARIANT PANELOWY, PRZEKRÓJ WOJEWÓDZTW (dok.)

Wyszczególnienie	Demografia	Gospodarka mieszkaniowa i komunalna	Rynek pracy	Warunki życia	Miernik kompleksowy
Kwartyl 3	0,583	0,603	0,434	0,349	0,477
Maksimum	0,948	1,000	0,703	0,612	0,860

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu SAS Enterprise Guide 4.3.

Widać zatem, że miernik kompleksowy stanowi w jakimś sensie wypadkową mierników cząstkowych. Uwagę może zwracać znaczniejsze zróżnicowanie miernika dla warunków życia. Wydaje się to być efektem największej różnorodności zawartych w tej kategorii wskaźników wyjściowych.

Warto wspomnieć, że pod względem wartości cząstkowego miernika rynku pracy dominowało woj. zachodniopomorskie (co w tym przypadku oznacza sytuację najtrudniejszą) — z wyjątkiem roku 2012, kiedy to najlepiej wypadło woj. dolnośląskie. Z kolei najniższe wartości tego miernika w latach 2005—2009 zaobserwowano w woj. małopolskim. Później lepsza sytuacja wystąpiła w woj. mazowieckim. W zakresie warunków życia odpowiedni miernik cząstkowy wskazuje na dominację woj. kujawsko-pomorskiego w latach 2005—2007 i 2009. W 2008 r. najwyższą wartość rzeczonoego miernika osiągnęło woj. lubuskie, w 2010 r. — woj. świętokrzyskie, w 2011 r. — woj. zachodniopomorskie, natomiast w 2012 r. — woj. podlaskie. Zróżnicowana była też sytuacja najlepsza pod tym względem: w latach 2005, 2010 i 2012 obserwowano ją w woj. mazowieckim, w latach 2006, 2008 i 2009 — w woj. małopolskim, w 2007 r. — w woj. świętokrzyskim oraz w 2011 r. — w woj. wielkopolskim. Te dwa mierniki cząstkowe mają szczególnie istotne znaczenie w badaniu ubóstwa. Wartości miernika kompleksowego pokazano w tabl. 2.

TABL. 2. WARTOŚCI MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO WEDŁUG WOJEWÓDZTW

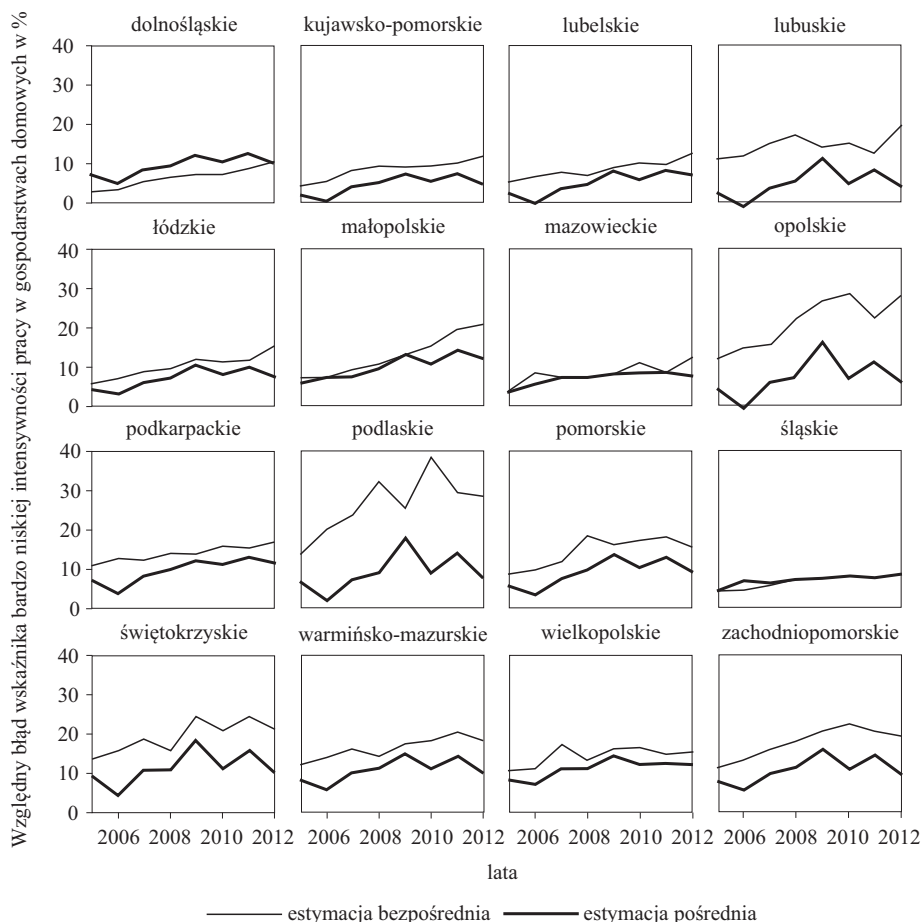
Województwa	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	0,538	0,538	0,509	0,414	0,378	0,374	0,499	0,426
Kujawsko-pomorskie	0,712	0,754	0,695	0,540	0,530	0,458	0,455	0,507
Lubelskie	0,334	0,237	0,338	0,262	0,215	0,276	0,256	0,171
Lubuskie	0,513	0,598	0,578	0,545	0,368	0,446	0,474	0,478
Łódzkie	0,214	0,297	0,407	0,255	0,342	0,167	0,254	0,265
Małopolskie	-0,119	-0,070	0,070	-0,082	-0,041	0,066	0,090	0,047
Mazowieckie	-0,114	0,020	-0,030	-0,034	-0,126	-0,167	-0,044	-0,143
Opolskie	0,403	0,437	0,369	0,365	0,396	0,492	0,477	0,404
Podkarpackie	0,102	0,199	0,145	0,149	0,185	0,132	0,155	0,157
Podlaskie	0,197	0,520	0,307	0,323	0,238	0,319	0,348	0,311
Pomorskie	0,265	0,326	0,376	0,256	0,217	0,240	0,367	0,274
Śląskie	0,213	0,382	0,325	0,244	0,239	0,338	0,460	0,448
Świętokrzyskie	0,108	0,256	0,115	0,338	0,289	0,318	0,308	0,378
Warmińsko-mazurskie ...	0,789	0,860	0,743	0,645	0,468	0,510	0,613	0,566
Wielkopolskie	0,279	0,324	0,208	0,246	0,181	0,327	0,378	0,374
Zachodniopomorskie	0,746	0,758	0,708	0,647	0,597	0,581	0,704	0,529

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartości miernika kompleksowego jako „wypadkowa” mierników cząstkowych w znacznym stopniu odzwierciedlają te spostrzeżenia. Widać tutaj najtrudniejszą sytuację w województwach warmińsko-mazurskim (w latach 2005—2007 i 2012) i zachodniopomorskim (szczególnie w latach 2008—2011). Z kolei najlepszą sytuację notowano w województwach małopolskim (w latach 2005, 2006 i 2008) oraz mazowieckim (w 2007 r. i latach 2009—2012).

Zastosowanie miernika kompleksowego jako zmiennej pomocniczej w modelu Faya-Herriota z wykorzystaniem estymatora EBLUP (16) do obliczonych wskaźników przyniosło rezultaty przedstawione na wyk. 1 i 2.

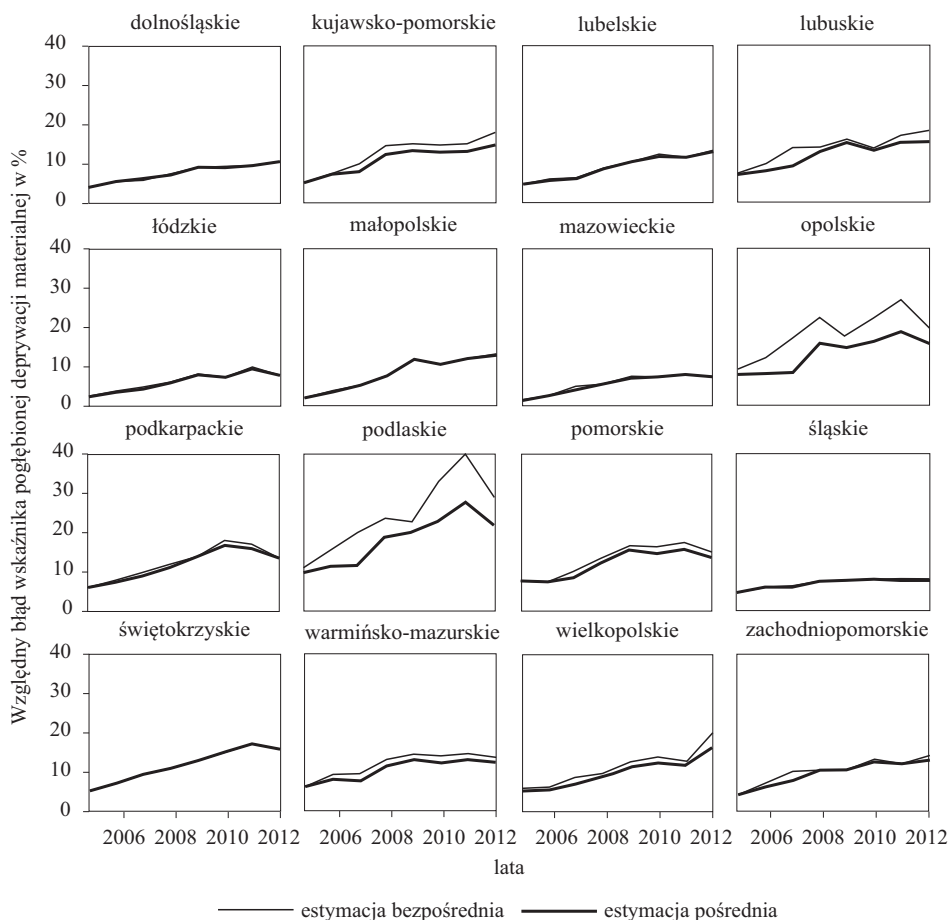
Wykr. 1. ESTYMACJA WSKAŹNIKA BARDZO NISKIEJ INTENSYWNOŚCI PRACY W WOJEWÓDZTWACH Z WYKORZYSTANIEM MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO DLA DANYCH WIELOKRYTERIALNYCH — WZGLĘDNE BŁĘDY OSZACOWAŃ



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu R.

W przypadku estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy dopasowanie modeli Faya-Herriota dla poszczególnych lat było zróżnicowane — skorygowany współczynnik determinacji wynosił od 11,99% w 2007 r. do 63,62% w 2006 r. Widać tutaj zdecydowaną poprawę precyzji oszacowania szczególnie dla tych województw, w których w ujęciu bezpośrednim okazała się ona najslabsza, a mianowicie głównie w województwach opolskim i podlaskim. Stosunkowo najmniejszy zysk na precyzji uzyskano w przypadku województw śląskiego i mazowieckiego.

Wykr. 2. ESTYMACJA WSKAŹNIKA POGŁĘBIONEJ DEPRYWACJI MATERIALNEJ W WOJEWÓDZTWACH Z WYKORZYSTANIEM MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO DLA DANYCH WIELOKRYTERIALNYCH — WZGLĘDNE BŁĘDY OSZACOWAŃ



Źródło: jak przy wykr. 1.

Nieco gorzej przedstawia się dopasowanie modelu dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Tutaj skorygowany współczynnik determinacji nie prze-

kroczył 20% (najlepszy — 19,73% — okazał się dla roku 2011). Jednak z powodu nieistotności miernika kompleksowego jako regresora oraz bardzo niskiej wartości tego współczynnika w jego klasycznej formie, w niektórych przypadkach, owa skorygowana wartość była nawet ujemna. Tak więc — mimo określonych zysków na precyzji — specyfika tego wskaźnika poważnie utrudnia jego estymację.

ANALIZA OPARTA NA ALTERNATYWNYCH DANYCH PANELOWYCH DLA LAT 2005—2012

Przedstawiamy tu rezultaty innego doświadczenia, tym razem z wykorzystaniem — znacznie mniejszego — alternatywnego zbioru danych panelowych dla badanych lat, w stosunku do którego stosowanie wielokrotności nie było potrzebne.

Oprócz opisanych analiz, podjęto inną próbę konstrukcji miernika wykorzystując alternatywny, mniejszy zestaw danych panelowych dla lat 2005—2012, jednak tym razem bez stosowania wielokryterialności. Wykorzystany zestaw obejmował 66 zmiennych wskaźnikowych dotyczących m.in. demografii, ochrony zdrowia i opieki społecznej, bezrobocia, warunków pracy oraz wychowania przedszkolnego dzieci.

Mediana kompleksowego współczynnika zmienności (13,97) okazała się tu niższa niż średnia arytmetyczna (20,53), zaś kwartył trzeci (21,73) — znacznie wyższy od pierwszego (8,64). Zróżnicowanie wartości tego wskaźnika jest zatem wyraźne, a jego rozkład cechuje pewna asymetria. Warto też wspomnieć, że zdecydowanie największą zmienność spośród rozpatrywanych zmiennych przejawiał przyrost naturalny mężczyzn na 1000 mężczyzn, która w tym przypadku osiągnęła ponad 366%.

Weryfikację zmiennościowo-korelacyjną prowadzono według zasad dla danych panelowych określonych wcześniej. Z tym, że w tym wariancie prac konstruowano dwa odrębne zestawy zmiennych diagnostycznych: jeden — biorąc pod uwagę korelację ze wskaźnikiem niskiej intensywności pracy, a drugi — w efekcie oceny skorelowania ze wskaźnikiem pogłębionej deprywacji materialnej.

Dla wskaźnika niskiej intensywności pracy zestaw zmiennych diagnostycznych ma postać (w nawiasie — jak poprzednio — podano jej charakter oraz podano wartość kompleksowego współczynnika korelacji (9) danej zmiennej z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika niskiej intensywności pracy):

- liczba osób z chorobą nowotworową na 1000 osób (S; 0,6416),
- liczba wypłaconych dodatków mieszkaniowych na 100 osób (S; 0,7036),
- udział liczby bezrobotnych nowo zarejestrowanych w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem (S; 0,6077),
- udział poszkodowanych w wypadkach przy pracy kobiet w liczbie pracujących kobiet ogółem (S; 0,7439).

Z kolei dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej zmienne diagnostyczne to (dodatkowe adnotacje według zasad jak wyżej, ale z punktu widzenia bezpośrednich oszacowań tego wskaźnika):

- udział liczby bezrobotnych kobiet zamieszkałych w mieście w liczbie bezrobotnych kobiet zarejestrowanych ogółem (D; $-0,7067$),
- udział liczby bezrobotnych kobiet z prawem do zasiłku w liczbie bezrobotnych kobiet zarejestrowanych ogółem (S; $0,5228$),
- udział zatrudnionych w warunkach zagrożenia przez jedną grupę czynników związanych z uciążliwością pracy w liczbie zatrudnionych w warunkach zagrożenia ogółem (D; $-0,6568$),
- liczba dzieci w wieku 3—5 lat przypadająca na jedno miejsce w przedszkolu (D; $-0,5843$).

Jak widać, optymalne zestawy zmiennych diagnostycznych różnią się między sobą. Korelacja optymalnych zmiennych z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej co do wartości bezwzględnej jest na ogół nieco mniejsza niż w przypadku wskaźnika niskiej intensywności pracy i odpowiadających mu zmiennych diagnostycznych. Wobec tego ewentualna estymacja wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej na tym poziomie przestrzennym, przy użyciu stosownego miernika syntetycznego opartego na odpowiednim zestawie może być relatywnie bardziej obciążona. Należy jednak podkreślić, że w każdym przypadku są to zmienne o najwyższym skorelowaniu z bezpośrednimi oszacowaniami odpowiednich wskaźników docelowych, tak więc występuje tu optymalność w tym zakresie. Tabl. 3 prezentuje podstawową statystykę opisową dla mierników syntetycznych skonstruowanych przy wykorzystaniu tych zestawów.

TABL. 3. PODSTAWOWA STATYSTYKA OPISOWA DLA MIERNIKA SYNTETYCZNEGO — ALTERNATYWNY WARIANT PANELOWY W PRZEKROJU WOJEWÓDZTW

Wyszczególnienie	Dla wskaźnika	
	bardzo niskiej intensywności pracy	pogłębionej deprivacji materialnej
Średnia arytmetyczna	0,316	0,424
Odchylenie standardowe	0,175	0,235
Współczynnik zmienności w %	55,297	55,376
Minimum	-0,006	-0,139
Dolny kwartył	0,192	0,291
Mediana	0,319	0,436
Górny kwartył	0,443	0,623
Maksimum	0,710	0,781

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Warto dostrzec, że zmienność mierników w przypadku obu zestawów jest zbliżona, choć miernik dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej przyjmuje raczej nieco wyższe wartości. Potwierdzają to także odpowiednie rozstępy tych metacech. W tabl. 4 zamieszczono wartości obu mierników według województw.

TABL. 4. WARTOŚCI MIERNIKA SYNTETYCZNEGO WEDŁUG WOJEWÓDZTWA I BADANYCH LAT

Wyszczególnienie	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy								
Dolnośląskie	0,483	0,413	0,366	0,546	0,436	0,470	0,364	0,339
Kujawsko-pomorskie	0,289	0,408	0,381	0,450	0,365	0,387	0,314	0,317
Lubelskie	0,218	0,218	0,197	0,306	0,322	0,372	0,250	0,234
Lubuskie	0,567	0,536	0,488	0,710	0,372	0,591	0,530	0,495
Łódzkie	0,236	0,299	0,298	0,394	0,278	0,305	0,265	0,234
Mazowieckie	-0,006	0,006	0,013	0,120	0,023	0,116	0,084	-0,003
Małopolskie	0,001	0,034	0,096	0,140	0,123	0,175	0,152	0,090
Opolskie	0,316	0,353	0,377	0,549	0,347	0,503	0,330	0,275
Podkarpackie	0,025	0,135	0,077	0,209	0,006	0,182	0,132	0,119
Podlaskie	0,454	0,457	0,359	0,563	0,291	0,339	0,196	0,164
Pomorskie	0,362	0,343	0,285	0,402	0,355	0,470	0,417	0,347
Śląskie	0,157	0,198	0,291	0,218	0,175	0,212	0,228	0,214
Świętokrzyskie	0,048	0,014	0,112	0,192	0,139	0,281	0,191	0,129
Warmińsko-mazurskie	0,642	0,667	0,625	0,674	0,416	0,509	0,487	0,537
Wielkopolskie	0,248	0,342	0,322	0,358	0,277	0,374	0,379	0,329
Zachodniopomorskie	0,575	0,603	0,569	0,676	0,548	0,592	0,456	0,477
Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej								
Dolnośląskie	0,414	0,297	0,363	0,384	0,348	0,324	0,296	0,269
Kujawsko-pomorskie	0,385	0,415	0,480	0,583	0,627	0,569	0,582	0,575
Lubelskie	0,632	0,621	0,696	0,719	0,726	0,708	0,664	0,681
Lubuskie	0,711	0,613	0,679	0,725	0,746	0,638	0,668	0,609
Łódzkie	0,305	0,285	0,360	0,417	0,386	0,364	0,347	0,322
Mazowieckie	0,043	0,011	0,010	0,099	0,035	-0,051	-0,118	-0,139
Małopolskie	0,226	0,191	0,242	0,353	0,331	0,299	0,257	0,304
Opolskie	0,355	0,371	0,394	0,535	0,526	0,422	0,520	0,512
Podkarpackie	0,677	0,650	0,687	0,709	0,553	0,495	0,540	0,557
Podlaskie	0,147	0,178	0,180	0,299	0,261	0,245	0,260	0,269
Pomorskie	0,437	0,477	0,571	0,651	0,597	0,570	0,553	0,514
Śląskie	-0,043	-0,029	-0,067	0,027	-0,080	-0,050	-0,066	-0,020
Świętokrzyskie	0,434	0,466	0,624	0,781	0,643	0,631	0,695	0,665
Warmińsko-mazurskie	0,529	0,592	0,621	0,715	0,773	0,706	0,691	0,711
Wielkopolskie	0,163	0,252	0,173	0,393	0,385	0,358	0,356	0,387
Zachodniopomorskie	0,443	0,398	0,497	0,676	0,650	0,608	0,603	0,586

Źródło: jak przy tabl. 1.

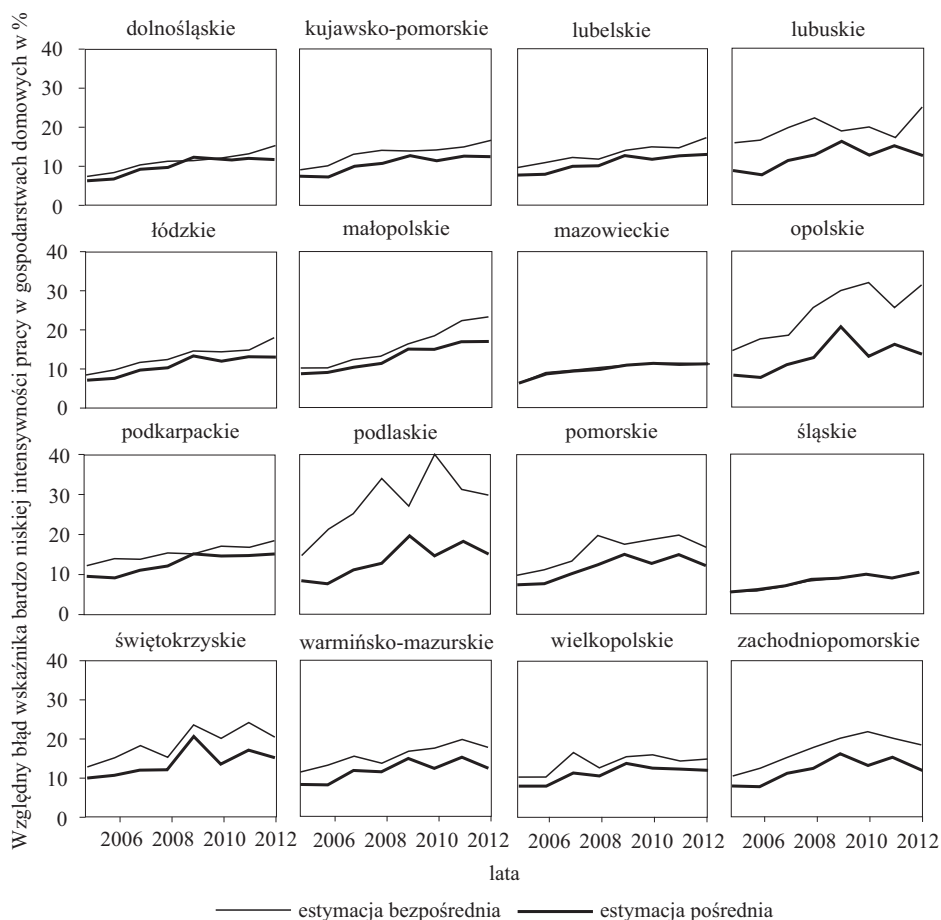
W większości lat maksymalne wartości miernika osiągało zatem woj. warmińsko-mazurskie (jedynie w roku 2009 wyprzedziło je woj. lubuskie), natomiast wartości najmniejsze przyjmowało woj. mazowieckie. W roku 2005 była to nawet liczba ujemna, co świadczy o tym, że znacznie odstawało swoim dobrobytem od pozostałych. Warto jednakże wziąć pod uwagę, że duży wpływ na ten stan rzeczy mogła mieć aglomeracja warszawska.

W przypadku zestawu dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej rzecz wyglądała następująco — nie było jednego województwa z dominującymi problemami tego rodzaju (w 2005 r. najwyższą wartość miernika notowano w woj. lubuskim, w 2006 r. — w woj. podkarpackim, w latach 2007 i 2010 —

w woj. lubelskim, w latach 2008 i 2011 — w woj. świętokrzyskim, natomiast w latach 2009 i 2012 — w woj. warmińsko-mazurskim). Najniższe wartości zaś to domena województw mazowieckiego (lata 2010—2012) i śląskiego (lata 2005—2009), które pod tym względem prezentują się zatem najlepiej.

Wykr. 3 i 4 uwidaczniają poprawę jakości estymacji w stosunku do estymatora Horvitz-Thomsona dzięki zastosowaniu wspomnianych mierników syntetycznych. Poprawa ta jest bardzo widoczna zwłaszcza w przypadku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy, gdyż — poza województwami śląskim i mazowieckim — obserwowana jest we wszystkich województwach, przy czym najwyraźniej w woj. podlaskim.

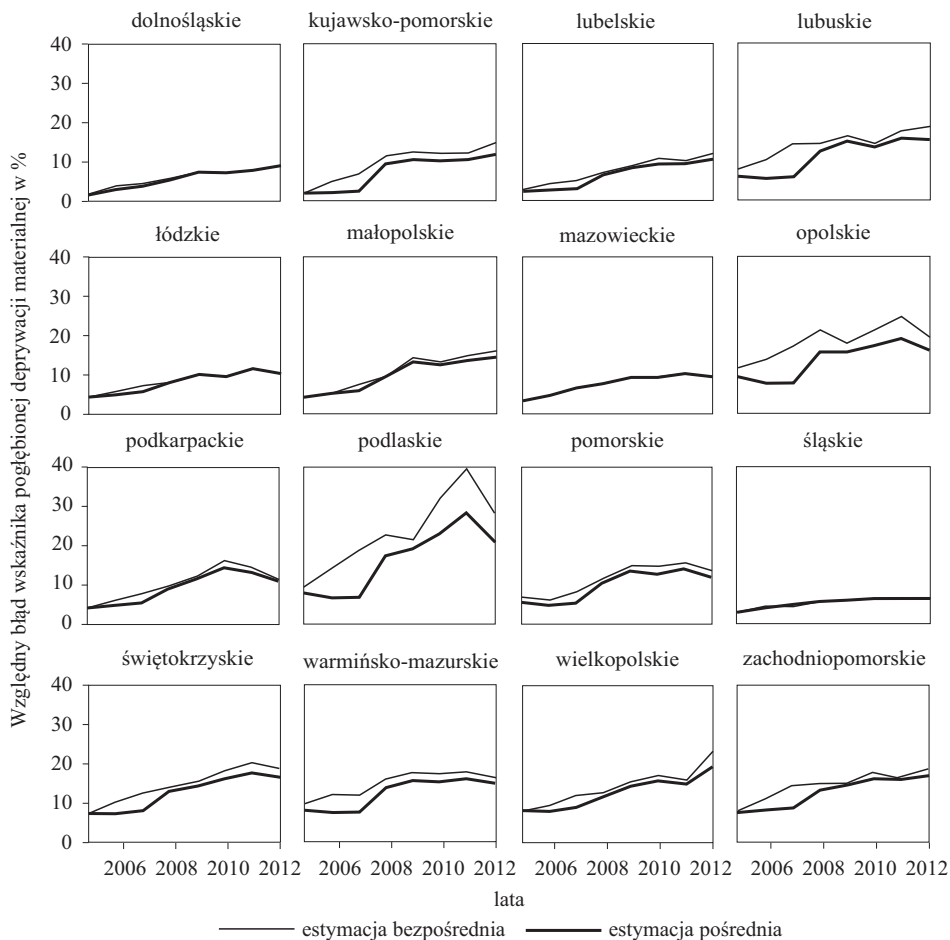
Wykr. 3. ESTYMACJA WSKAŹNIKA BARDZO NISKIEJ INTENSYWNOŚCI PRACY W WOJEWÓDZTWACH Z WYKORZYSTANIEM MIERNIKA SYNTETYCZNEGO DLA DANYCH ALTERNATYWNYCH — WZGLĘDNE BŁĘDY OSZACOWAŃ



Źródło: jak przy wykr. 1.

W przypadku estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w porównaniu w modelem rozpatrywanym wcześniej widać pogorszenie się jego jakości. Najwyższa wartość skorygowanego współczynnika determinacji to 43,26% w 2005 r., zaś w roku 2007 okazała się nawet ujemna (miernik był tam zresztą nieistotny). Tym niemniej efekty redukcji błędu na skutek stosowania estymacji pośredniej jest wyraźnie widoczny.

Wykr. 4. ESTYMACJA WSKAŹNIKA POGŁĘBIONEJ DEPRYWACJI MATERIALNEJ W WOJEWÓDZTWACH Z WYKORZYSTANIEM MIERNIKA SYNTETYCZNEGO DLA DANYCH ALTERNATYWNYCH — WZGLĘDNE BŁĘDY OSZACOWAŃ



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wariant ten pokazuje natomiast wyraźną poprawę jakości oszacowań wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Maksymalna wartość skorygowanego współczynnika determinacji w tym przypadku to 54,43% w 2006 r., ale też

wzrost wartości minimalnych (absolutne minimum to 12,24% w 2008 r.). W województwach opolskim i podlaskim widoczny był też znaczący ubytek błędów oszacowań w stosunku do estymacji bezpośredniej. Jednak w pozostałych województwach zysk na precyzji okazał się mniejszy.

Wnioski

Przeprowadzone analizy doprowadziły do kilku konkluzji. Najważniejszą z nich jest ta, że mierniki taksonomiczne stanowią przydatne narzędzie w estymacji analizowanych wskaźników dla województw. Ich zastosowanie w modelu Faya-Herriota poprawia precyzję estymacji szczególnie tam, gdzie była ona najniższa.

Warto w tym miejscu zauważyć jednak, że wskaźniki niskiej intensywności pracy oraz pogłębionej deprywacji materialnej są determinowane przeważnie innymi czynnikami. Specyfika istoty owych czynników — a co za tym idzie możliwości doboru zmiennych do konstrukcji mierników kompleksowych — ma bardzo istotny wpływ na jakość takich modeli. Informacje dotyczące pracy z reguły są łatwo dostępne w pełnych źródłach danych (takich jak BDL). Zrozumiałe więc okazują się w tym kontekście najlepsze wyniki estymacji uzyskane dla wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy. Z kolei definicja wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej opiera się na specyficznych informacjach, które można uzyskać w zasadzie tylko z badań reprezentacyjnych przeprowadzanych na stosunkowo niskich próbach (takich jak badanie budżetów gospodarstw domowych czy Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia EU-SILC). Znacznie to utrudnia znalezienie doń efektywnych zmiennych pomocniczych. Jednak i ten problem w pewnym zakresie da się nieco zmniejszyć.

dr hab. Andrzej Młodak — *Urząd Statystyczny w Poznaniu, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego w Kaliszu*
mgr Tomasz Józefowski — *Urząd Statystyczny w Poznaniu*
mgr Łukasz Wawrowski — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Fay R. E., Herriot R. A. (1979), *Estimates of income for small places: An application of James–Stein procedures to census data*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 74, s. 405–410.
- Malina A. (2002), *Wielokryterialna taksonomia w analizie porównawczej struktur gospodarczych Polski*, [w:] A. Zeliaś (red.) *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, s. 305–312.
- Malina A., Zeliaś A. (1998), *On Building Taxonomic Measures on Living Conditions*, „Statistics in Transition”, Vol. 3, s. 523–544.
- Młodak A. (2005), *Ocena zmienności cech statystycznych w modelu taksonomicznym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 5–18.

- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Centrum Doradztwa i Informatyki DIFIN, Warszawa.
- Młodak A. (2009), *Historia problemu Webera*, „Matematyka Stosowana”, nr 10/5, s. 3—21.
- Neter J., Wasserman W., Kutner M. H. (1985), *Applied Linear Statistical Models: Regression, Analysis of Variance, and Experimental Designs*, Homewood, IL: Richard D. Irwin, Inc., No. 469.
- Rao J. N. K. (2003), *Small Area Estimation*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
- Rousseeuw P. J., Leroy A. M. (2005), *Robust Regression and Outlier Detection*, John Wiley & Sons, New York.
- Vandev D. L. (2002), *Computing of Trimmed L_1 -Median*, Laboratory of Computer Stochastics, Institute of Mathematics, Bulgarian Academy of Sciences, Bulgaria, <http://www.fmi.uni-sofia.bg/fmi/statist/Personal/Vandev/papers/aspap.pdf>.
- Zeliaś A. (2002), *Some Notes on the Selection of Normalization of Diagnostic Variables*, „Statistics in Transition”, Vol. 5, No. 5, s. 787—802.

Summary. *Authors present possibilities of use of taxonomic methods to the construction of complex measures of poverty level. These measures can serve as auxiliary variables in estimation of poverty indicators on various territorial levels. Replacement (sometimes numerous) set of explanatory variables with one carefully determined synthetic measure facilitates performing an estimation and allows for treatment of any such model as an integrity. Construction of complex measures based on the approach using inverse correction matrix in correlation verification, Weber median in normalization and benchmark of development was applied to various data sets. These sets were homogenous but also very reach and diversified by domains resources. In the second case the multi-criteria approach was applied. The analysed data have the panel form (the concerned the years 2005—2012) what was a reason of relevant modification of traditional approaches in the diversification and correlation verification. This article presents effects of use of measures obtained in such way to estimation of low risk intensity and severe material deprivation rates made using the Fay-Herriot model as well as comparison of them with the results of direct estimation.*

Keywords: low work intensity rate, severe material deprivation area, taxonomic measure, direct estimation, Fay-Herriot model.

Резюме. *В статье были представлены возможности использования таксономических методов в разработке комплексных измерителей уровня бедности. Они могут быть вспомогательными переменными в оценивании показателей бедности на разных пространственных уровнях. Замена ряда объясняющих переменных одним хорошо избранным синтетическим измерителем облегчает оценку и одновременно позволяет считать каждую модель интегральной частью. Разработку комплексных измерителей для разных множеств данных основано на способе использующим метод обратной матрицы корреляции в процессе корреляционной проверки, медиану Вебера в нормализации, а также на развительном образце.*

Эти множества имеют характер как единых, так и очень больших дифференцированных в отношении к отраслям фондов. Во втором случае был использован многокритерийный подход. Рассматриваемые данные имели панельную форму, это требовало модификации традиционных подходов в области сопоставительной проверки и проверки непостоянности. В статье были показаны результаты использования полученных измерителей в оценке показателя очень низкой интенсивности работы, а также показателя углубленных материальных лишений, сделанных с использованием Фэй-Эррио модели. Они были также сопоставлены с результатами прямой оценки.

Ключевые слова: показатель очень низкой интенсивности работы, показатель углубленных материальных лишений, таксономический измеритель, прямая оценка, Фэй-Эррио модель.

Paradoksy skłonności do ryzyka. O pewnej nieściśłości teorii perspektywy

Streszczenie. *Skłonność do ryzyka finansowego ma mocne i liczne uwarunkowania. Jego podejmowanie zależy nie tylko od motywów psychologicznych ale i czynników obiektywnych. W badaniu empirycznym najsilniejszy wpływ na ryzykowanie w grach pieniężnych miała płeć (mężczyźni częściej grają). Zamożność i jej zmiany — chociaż była ważną determinantą podejmowania ryzyka, gdy przewidywano zysk — nie miała takiego wpływu, gdy brana była pod uwagę przez graczy ewentualna strata.*

Dane z Diagnozy Społecznej oraz przeprowadzonych badań ankietowych dowodzą niespójności efektów odbicia i pewności w przypadku średnich wartości prawdopodobieństwa loterii, co jest wbrew hipotezie Kahnemana i Tversky'ego. Efekt odbicia stanowi zarazem przesłankę do identyfikacji determinant skłonności do ryzyka finansowego oddzielnie w dziedzinie zysku i straty, czego dokonano na drodze estymacji dwuwymiarowych modeli ekonometrycznych. Niezależnie od przyjętego modelu i dobranych zmiennych pomiarowych, poziom wykształcenia i zamożność jednostki, wysokość wypłaty w odmienny sposób wpływały na skłonność do ryzyka w dziedzinie zysku i straty.

Słowa kluczowe: ryzyko finansowe, dwuwymiarowy model ekonometryczny, efekt odbicia, efekt pewności.

WPROWADZENIE

Efekt odbicia i pewności

Kahneman i Tversky (1979) występując z krytyką teorii oczekiwanej użyteczności, zaproponowali alternatywną teorię behawioralną, której częścią są efekt pewności (*certainty effect*) i efekt odbicia (*reflection effect*). Efekt odbicia stanowi o awersji do ryzyka w dziedzinie zysków i skłonności doń w dziedzinie strat. Z kolei efekt pewności to subiektywne przewartościowanie zdarzeń pewnych względem prawdopodobnych. W ocenie tych autorów efekty odbicia i pewności są wzajemnie spójne, w dziedzinie nieujemnych wypłat jednostka winna przedkładać zdarzenia pewne nad prawdopodobne, mimo jednakowej wartości oczekiwanej; w dziedzinie wypłat niedodatnich — na odwrót. Hipotezą badawczą niniejszego opracowania jest brak zgodności efektów odbicia i pewności w dzie-

dzinie strat, a zatem nieprecyzyjność teorii Kahnemana i Tversky'ego (1979), a także Machiny (1987). Drugie przypuszczenie dotyczy zróżnicowania determinant skłonności do ryzyka w dziedzinie zysków i strat — skoro udowodniono istnienie efektu odbicia, psychologiczne motywy (uwarunkowania) skłonności do ryzyka w zależności od znaku wypłaty powinny być inne, o ile nie przeciwnie. W celu weryfikacji hipotez badawczych analizie poddano dane z *Diagnozy Społecznej* oraz wyniki ankiet przeprowadzonych na potrzeby tego artykułu.

Teoria perspektywy zaproponowana przez Kahnemana i Tversky'ego powstała na podstawie badań ankietowych przeprowadzonych w Izraelu, obejmujących 14 problemów decyzyjnych (wybrane z nich przedstawiono w tabl. 1). Wyniki tych badań były co do zasady jednakowe, jak te uzyskane na uniwersytetach w Sztokholmie i Michigan (Kahneman, Tversky, 1979). Respondentami było 60—100 studentów lub pracowników uniwersyteckich. Kolejność pytań w kwestionariuszu badania rotowano. Na jednej stronie kwestionariusza było nie więcej niż 12 pytań. Respondenci badania Kahnemana i Tversky'ego byli proszeni o wyobrażenie sobie poszczególnych problemów decyzyjnych. Prawdopodobieństwo w tych problemach było określone liczbą, np. „50-procentowe prawdopodobieństwo wygrania 1000 zł”, a nie w sposób opisowy jak np. „wygrana 1000 zł w sytuacji trafienia reszki w rzucie monetą”. Wbrew pojawiającemu się w literaturze przekonaniu, wypłaty z loterii były podane nie w dolarach amerykańskich, a w lirach izraelskich (₪). Mediana miesięcznego dochodu gospodarstwa domowego w Izraelu w 1979 r. wynosiła ok. 3000 ₪.

Na potrzeby tego artykułu przyjęto zapis loterii jako zmiennych losowych — za Eeckhoudtem i Gollierem (1995) — zgodnie z którym podane są kolejno wartości prawdopodobieństwa i odpowiadające im wypłaty. Przykładowo, wypłatę pewną w wysokości 200 zł (*a*) oraz loterię o wygranej wynoszącej 400 zł z prawdopodobieństwem uzyskania 50% (*b*) można zapisać przy pomocy wektorów *a* (1,0; 200 zł) i *b* (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł).

TABL. 1. STRUKTURA PREFERENCJI W ZAKRESIE PROBLEMÓW DECYZYJNYCH 7, 7', 11 I 12 Z BADAŃ KAHNEMANA I TVERSKY'EGO

Problemy decyzyjne	Wypłata i prawdopodobieństwo	Udział osób preferujących wariant w %
7 (<i>n</i> = 66)	(0,90, 0,10; 3000 ₪, 0 ₪)	86
	(0,45, 0,55; 6000 ₪, 0 ₪)	14
7' (<i>n</i> = 66)	(0,90, 0,10; -3000 ₪, 0 ₪)	8
	(0,45, 0,55; -6000 ₪, 0 ₪)	92
11 (<i>n</i> = 70) ^a	(0,50, 0,50; 1000 ₪, 0 ₪)	16
	(1,00; 500 ₪)	84
12 (<i>n</i> = 68) ^a	(0,50, 0,50; -1000 ₪, 0 ₪)	69
	(1,00; -500 ₪)	31

^a Wybory z problemów decyzyjnych 11 i 12 jako sposoby weryfikacji teorii perspektywy były poprzedzone dodatkową premią w wysokości odpowiednio 1000 ₪ i 2000 ₪.

U w a g a. W tablicy wytuszczono warianty preferowane przez większość respondentów.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie Kahnemana i Tversky'ego (1979).

Pomiar skłonności do ryzyka finansowego

Skłonność do ryzyka finansowego wykazuje silne uwarunkowanie sytuacyjne, w niskim stopniu jest determinowana przez postawy (Tyszka, Domurat, 2004). Współczynnik Kudera-Richardsona ($KR-20$)¹ obliczony dla dziesięciu zmiennych dotyczących ryzyka z badania *Diagnoza Społeczna* w 2005 r. wynosił 0,287, a dla pięciu zmiennych dotyczących ryzyka finansowego — 0,435. Jako wartość referencyjną rzetelności skali przyjmuje się 0,600. Z racji wysokiego uwarunkowania sytuacyjnego należy przypuszczać, że pomiar zmiennej skłonności do ryzyka będzie utrudniony na skutek efektu kolejności pytań.

Na potrzeby tego studium za użyteczne w ocenie stosunku do ryzyka finansowego uznano deklaracje uczestnictwa w loteriach o zdefiniowanych wartościach wypłat i prawdopodobieństwie ich otrzymania. Deklaracje te pozwalają na uzyskanie prób niedalekich od zbilansowanych — o zbliżonym udziale jednostek w poszczególnych kategoriach — w przeciwieństwie, np. do deklaracji gry w kasynie, kupna akcji, nieruchomości, jednostek funduszy inwestycyjnych czy korzystania z nieprzysługujących ulg fiskalnych (wyniki *Diagnozy Społecznej*). Deklaracje uczestnictwa umożliwiają poznanie preferencji dotyczących problemów decyzyjnych o niedodatnich wypłatach, co nie jest możliwe na drodze eksperymentu.

Z badań eksperymentalnych i ankietowych dotyczących uczestnictwa w loteriach otrzymujemy, co do zasady, zbieżne wyniki. W przypadku eksperymentów wyższa jest jednak awersja do ryzyka, szczególnie w sytuacji bardzo wysokich wypłat (np. Holt, Laury, 2002). Wspomniane badania empiryczne Kahnemana i Tversky'ego nie stanowiły eksperymentów, co autorzy uzasadniali założeniem, że *ludzie często są w stanie sobie wyobrazić, jakby się zachowali w sytuacji wyboru*.

Większość dotychczasowych badań empirycznych na temat uczestnictwa w loteriach była przeprowadzana na próbach nieprobabilistycznych, zwykle złożonych ze studentów i kadry uczelni wyższych. Na potrzeby tego artykułu w latach 2014 i 2015, w celu weryfikacji hipotezy o braku spójności efektów odbicia i pewności, przeprowadzono ankiety z wykorzystaniem papierowej wer-

¹ Wartość współczynnika rzetelności $KR-20$ obliczana jest wedle wzoru:

$$R_{KR20} = \frac{K}{K-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K q_i (1 - q_i)}{\sigma_X^2} \right)$$

gdzie:

K — liczba zmiennych binarnych (pozycji skali),

q_i — frakcja odpowiedzi kodowanych jako „jeden” (elementów wyróżnionych) w i -tej pozycji skali,

σ_X^2 — wariancja skali sumarycznej.

sji kwestionariusza (PSAQ — *paper-and-pencil self-administered questionnaire*) na kilku próbach po 100 studentów większości wydziałów Uniwersytetu Warszawskiego oraz próbie 250 studentów wszystkich wydziałów Uniwersytetu w Oslo. Mając na uwadze, że płeć jest najważniejszym czynnikiem wpływającym na skłonność do ryzyka, dążono do uzyskania próby zbilansowanej, tj. o zbliżonym udziale mężczyzn i kobiet. Przyjęto założenie analogiczne do zaproponowanego w kolejnych badaniach Tversky'ego i Kahnemana (1992), że ankietowani nie powinni uczestniczyć w toku studiów w wykładach z teorii podejmowania decyzji.

Dwie z ankiet przeprowadzono w dwóch seriach (każda po 100 ankietowanych) z odmienną kolejnością pytań, weryfikując sytuacyjne uzależnienie postawy skłonności do ryzyka. W pierwszej serii pytania były uporządkowane według niemalejących wartości bezwzględnych wypłat, w drugiej serii — według nierosnących (tabl. 2). W obu przypadkach w kwestionariuszu wpierw zamieszczono problem decyzyjny o nieujemnej wypłacie, przed problemem decyzyjnym o niedodatniej wypłacie.

TABL. 2. STRUKTURA PREFERENCJI PROBLEMÓW Z WYPŁATAMI PEWNYMI LUB SYMETRYCZNYMI

Nr pytania	Wektory reprezentujące warianty	Udział osób preferujących wariant $n=100 \cdot 2$ (w %)	
		pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najniższej do najwyższej, co do modułu wypłaty (1, 2, 3, 4, 5, 6)	pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najwyższej do najniższej, co do modułu wypłaty (5, 6, 3, 4, 1, 2)
1	(0,5, 0,5; 40 zł, 0 zł)	50	77**
	(1,0; 20 zł)	50	23**
2	(0,5, 0,5; -40 zł, 0 zł)	48	63*
	(1,0; -20 zł)	52	37*
3	(0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł)	36	60**
	(1,0; 200 zł)	64	40**
4	(0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł)	28	50**
	(1,0; -200 zł)	72	50**
5	(0,5, 0,5; 6000 zł, 0 zł)	24	18
	(1,0; 3000 zł)	76	82
6	(0,5, 0,5; -6000 zł, 0 zł)	27	48**
	(1,0; -3000 zł)	73	52**

U w a g a. Różnice znamienne statystycznie dla danej liczebności próby oznaczono jedną ($p<0,05$) lub dwoma ($p<0,001$) gwiazdkami.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych ankiet.

Zgodnie z informacją przedstawioną w tabl. 2 i 3, podanie na początku kwestionariusza pytań dotyczących najwyższych kwot pieniężnych, zwiększa w kolejnych problemach decyzyjnych ujawnioną skłonność do ryzyka. Wpływ kolejności pytań na deklaracje ankietowanych jest znacznie mniejszy w przy-

padku zastosowania kolejności od najniższej do najwyższej wartości bezwzględnej wypłaty. Jako wartości referencyjne można przyjąć dane z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r., w której ok. 26% ankietowanych ($n=8720$) zdecydowało się zaryzykować i zagrać w loteriach o nieujemnej oraz niedodatniej wypłacie (o parametrach identycznych jak pytania nr 3 i 4 z tabl. 2)².

TABL. 3. STRUKTURA PREFERENCJI PROBLEMÓW Z WYPŁATAMI NIESYMETRYCZNYMI

Nr pytania	Wektory reprezentujące warianty	Udział osób preferujących wariant, $n=100 \cdot 2$ (w %)	
		pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najniższej do najwyższej, co do modułu wypłaty z loterii (1, 2, 3, 4, 5, 6)	pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najwyższej do najniższej, co do modułu wypłaty z loterii (5, 6, 3, 4, 1, 2)
1	(0,45, 0,55; 40 zł, 0 zł)	33	61**
	(0,90, 0,10; 20 zł, 0 zł)	67	39**
2	(0,45, 0,55; -40 zł, 0 zł)	57	75**
	(0,90, 0,10; -20 zł, 0 zł)	43	25**
3	(0,45, 0,55; 400 zł, 0 zł)	37	47
	(0,90, 0,10; 200 zł, 0 zł)	63	53
4	(0,45, 0,55; -400 zł, 0 zł)	54	64
	(0,90, 0,10; -200 zł, 0 zł)	46	36
5	(0,45, 0,55; 6000 zł, 0 zł)	27	24
	(0,90, 0,10; 3000 zł, 0 zł)	73	76
6	(0,45, 0,55; -6000 zł, 0 zł)	45	60*
	(0,90, 0,10; -3000 zł, 0 zł)	55	45

U w a g a. Różnice znamienne statystycznie dla danej liczebności próby oznaczono jedną ($p<0,05$) lub dwoma ($p<0,01$) gwiazdkami.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Efekt kolejności pytań jest nieznaczny w przypadku zestawienia w kwestionariuszu pytań o różnym scenariuszu. W kolejnej ankiecie, pytania dotyczące określenia preferencji między loteriami opisanymi wektorami (0,50, 0,50; 200 zł, 0 zł) i (0,25, 0,75; 400 zł, 0 zł) oraz analogicznymi loteriami o niedodatnich wypłatach (0,50, 0,50; -200 zł, 0 zł) i (0,25, 0,75; -400 zł, 0 zł) zamieszczono w dwóch kwestionariuszach, a prawdopodobieństwo dla obu alternatyw zilustrowano w sposób opisowy (wyciągnięcie określonych kart do gry). W pierwszym przypadku oba pytania znalazły się na początku kwestionariusza;

² Analogiczne wyniki jak w *Diagnozie Społecznej* uzyskano w 2015 r. w ankiecie z wykorzystaniem papierowej wersji kwestionariusza przeprowadzonej wśród studentów Uniwersytetu Warszawskiego, w której każdy z $n=100$ respondentów odpowiadał tylko na jedno z rzezonych dwóch pytań; a także w ankiecie z wykorzystaniem papierowej wersji kwestionariusza przeprowadzonej na próbie $n=250$ studentów Uniwersytetu w Oslo.

w drugim przypadku na samym jego końcu, po pytaniach o innej strukturze wypłat i prawdopodobieństwa oraz zasadniczo odmiennym scenariuszu, gdzie prawdopodobieństwo przedstawiono jako liczbę (np. 50%). Udział osób, które wybrały warianty (0,50, 0,50; 200 zł, 0 zł), (0,25, 0,75; 400 zł, 0 zł) był równy w przypadku zamieszczenia pytania na początku oraz na końcu kwestionariusza odpowiednio: 64%, 36% oraz 58% i 42%. Różnica nie jest znamienna statystycznie na poziomie istotności $\alpha=0,05$ dla próby $n=2 \cdot 100$. W przypadku loterii o analogicznych co do modułu wypłatach jak powyższe, lecz ich odwrotnym znaku, różnica była niższa, odsetek osób wybierających dany wariant wynosił odpowiednio: 42%, 58% oraz 44%, 56%. Z racji na sytuacyjne uwarunkowanie skłonności do ryzyka, wyniki ankiet prezentowane w części trzeciej tego artykułu dotyczą jedynie pytań znajdujących się na początku kwestionariusza. W przypadku, gdy brano pod uwagę dwa pierwsze pytania z kwestionariusza, ich kolejność rotowano, aby mieć pewność, że struktura kwestionariusza nie zniekształciła wyników.

CZYNNIKI WARUNKUJĄCE SKŁONNOŚĆ DO RYZYKA W DZIEDZINIE ZYSKU I STRAT

Dwuwymiarowy model probitowy

Wielowymiarowe modele ekonometryczne umożliwiają uwzględnienie współzależności analizowanych decyzji, przy czym mogą one być podejmowane przez tego samego lub różnych decydentów. Modele dwuwymiarowe zakładają istnienie dwóch zmiennych ukrytych y_1^* i y_2^* (Cameron, Trivedi, 2009):

$$\begin{aligned} y_1^* &= X_1^T \beta_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* &= X_2^T \beta_2 + \varepsilon_2 \end{aligned}$$

gdzie: $E(\varepsilon_1)=E(\varepsilon_2)=0$, $D^2(\varepsilon_1)=D^2(\varepsilon_2)=1$, $cov(\varepsilon_1,\varepsilon_2)=\rho$.

Obserwowane zmienne mają charakter binarny:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{dla } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad y_2 = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{dla } y_2^* \leq 0 \end{cases}$$

Składniki resztowe ε_1 , ε_2 są wzajemnie skorelowane i określone standardowym rozkładem normalnym. W sytuacji gdy kowariancja $cov(\varepsilon_1,\varepsilon_2)=0$ model redukowany jest do postaci dwóch autonomicznych modeli probitowych.

W przypadku modeli dwuwymiarowych przyjmuje się, że błędy złożone są z części unikatowej dla danego równania (u_j) oraz wspólnej dla obu równań (η):

$$\varepsilon_1 = \eta + u_1$$

$$\varepsilon_2 = \eta + u_2$$

W dwuwymiarowym modelu probitowym (*bivariate probit model*) możliwe jest oszacowanie czterech rodzajów prawdopodobieństwa prostego (Greene, 2003):

$$\begin{aligned} \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 1, y_2 = 1) \\ \Phi(X_1^T \beta_1) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 1) - P(y_1 = y_2 = 1) = P(y_1 = 1, y_2 = 0) \\ \Phi(X_2^T \beta_2) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_2 = 1) - P(y_1 = y_2 = 1) = P(y_1 = 0, y_2 = 1) \\ 1 - \Phi(X_1^T \beta_1) - \Phi(X_2^T \beta_2) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 0, y_2 = 0) \end{aligned}$$

gdzie $\Phi(\cdot)$ oraz $\Phi_2(\cdot)$ to dystrybuanta odpowiednio standardowego rozkładu normalnego i dwuwymiarowego standardowego rozkładu normalnego. Na podstawie tych równań można wyznaczyć wzory na prawdopodobieństwo warunkowe, np.:

$$P(y_1 = 1 | y_2 = 1) = \frac{P(y_1 = 1, y_2 = 1)}{P(y_2 = 1)} = \frac{\Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho)}{\Phi(X_2^T \beta_2)}$$

przy czym efekty krańcowe stanowią ich pochodne (Greene, 2003).

Dane

Pytania na temat uczestnictwa w loteriach pieniężnych pojawiły się w *Diagnozie Społecznej* w dwóch edycjach (w latach 2003 i 2005) i nie były jak dotychczas przedmiotem analizy. Określony tamże problem decyzyjny o wypłatach nieujemnych przewidywał wybór między wypłatą pewną **a** (1,0; 200 zł) i loterią **b** (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł). Poniżej podano wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe dla obu wariantów:

$$E(\mathbf{a}) = E(\mathbf{b}) = 200$$

$$\sigma(\mathbf{a}) = 0$$

$$\sigma(\mathbf{b}) = 200$$

Problem decyzyjny o wypłatach niedodatnich zakładał natomiast wybór między wypłatą pewną **c** (1,0; -200 zł) i loterią **d** (0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł). Zdecydowana większość ankietowanych *Diagnozy Społecznej* wykazała awersję do ryzyka w dziedzinie zysku i straty, co jest niezgodne z teorią perspektywy.

TABL. 4. ROZKŁAD ZMIENNYCH Z DIAGNOZY SPOŁECZNEJ DOTYCZĄCYCH UCZESTNICTWA W LOTERIACH PIENIĘŻNYCH A EFEKT ODBICIA

Wyszczególnienie		Ogółem	cp63 ^a	
			zapłacić 200 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 400 zł
O g ó l e m		8720	6451	2269
cp43 ^a	wziąć 200 zł od razu	6487	5615	872
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 400 zł	2233	836	1397

^a Symbol w *Diagnozie Społecznej* (2005).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie wyników *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

Rozkład odpowiedzi na oba pytania cechuje w Polsce nieduże zróżnicowanie przestrzenne³. Bardziej skłonne do ryzyka finansowego w przypadku problemów decyzyjnych reprezentowanych przez wektory **a** (1,0; 200 zł), **b** (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł) oraz **c** (1,0; -200 zł) i **d** (0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł) były osoby zamieszkałe na Pomorzu Zachodnim (klaster wysokich wartości istotny na poziomie $\alpha=0,05$ według obliczonej statystyki lokalnej Morana)⁴. Przeciętnie wyższą awersję do ryzyka finansowego wykazały osoby zamieszkałe w większej części Górnego Śląska oraz Wielkopolski (klastry niskich wartości istotne na poziomie $\alpha=0,05$). Podkreślenia wymaga w tym kontekście jednak wielowymiarowość skłonności do ryzyka.

³ Nie oznacza to, że skłonność do ryzyka nie jest zróżnicowana kulturowo. W Koreańskim Badaniu Panelowym Rynku Pracy i Dochodów Ludności (*han' gungnodomgp' aenólchosa* — KLIPS) w 2007 r. blisko 12 tys. ankietowanych z Korei Południowej odpowiedziało na pytanie dotyczące wyboru między otrzymaniem 100 tys. wonów koreańskich (w 2007 r. ok. 220 zł) a loterią umożliwiającą uzyskanie 200 tys. wonów koreańskich (ok. 440 zł) z prawdopodobieństwem 50%. Tylko 5,6% Koreańczyków zadeklarowało chęć udziału w proponowanej loterii.

⁴ Statystyka lokalna I Morana jako współczynnik korelacji przestrzennej obliczana jest wedle wzoru:

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

gdzie:

n — liczba jednostek (podregionów),

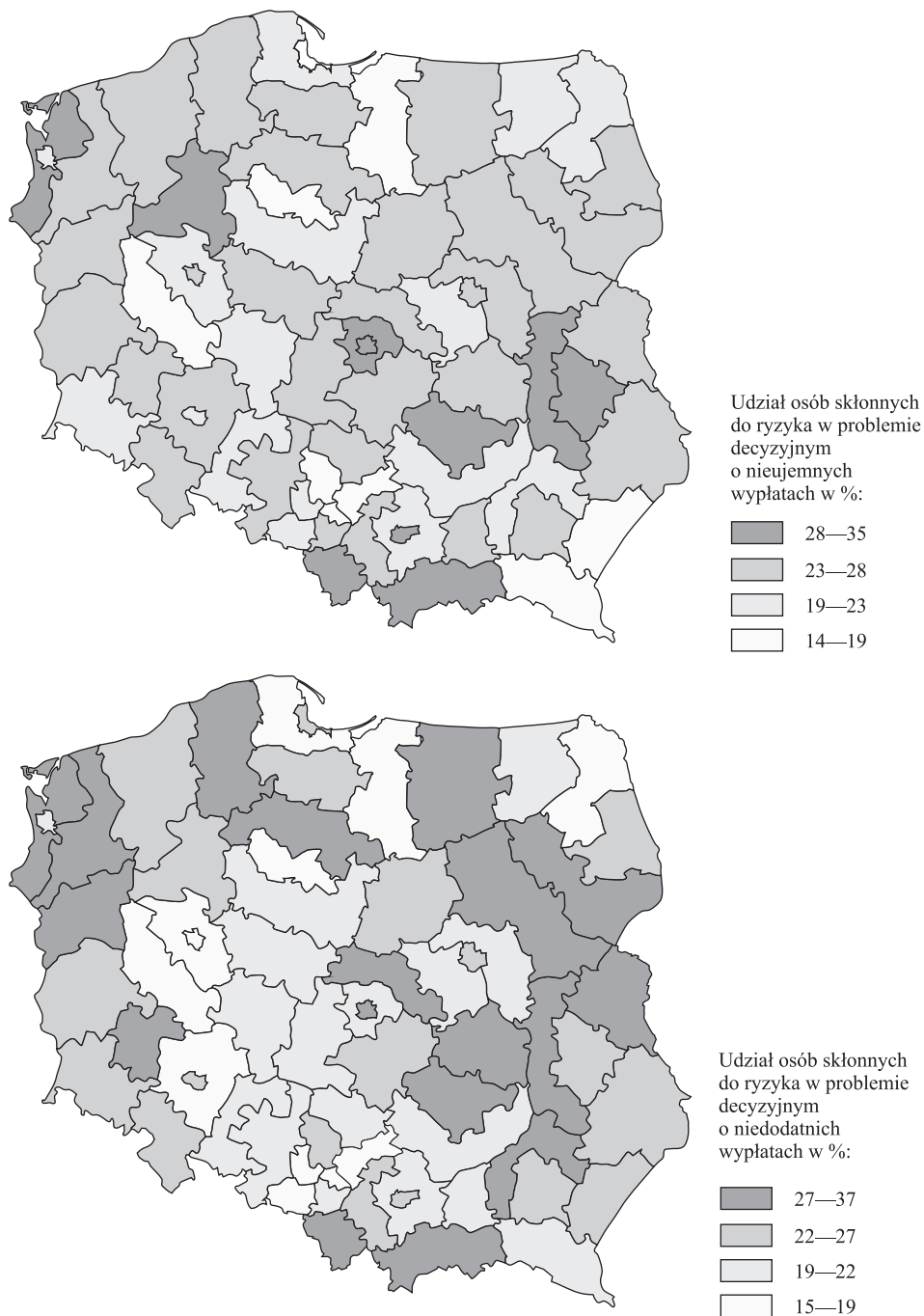
x_i — wartość cechy w i -tym podregionie,

x_j — wartość cechy w j -tym (innym) podregionie,

\bar{x} — średnia arytmetyczna cechy dla n jednostek,

w_{ij} — element macierzy wag (1 — dla graniczących jednostek, 0 — w przeciwnym przypadku).

Wykr. 1. ZRÓŻNICOWANIE SKŁONNOŚCI DO RYZYKA FINANSOWEGO W POLSCE



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z lat 2003 i 2005.

Zmienne zależne modelu dwuwymiarowego y_1 i y_2 stanowią zmienne binarne:

cp43 — 1 w sytuacji chęci udziału w loterii o wypłacie nieujemnej, 0 w przeciwnym przypadku;

cp63 — 1 w sytuacji chęci udziału w loterii o wypłacie niedodatniej, 0 w przeciwnym przypadku.

Na podstawie literatury jako zbiór regresorów postaci x_1 i x_2 zaproponowano:

wiek — wiek w latach (Halek, Eisenhauer, 2001);

pleć — 1 dla mężczyzny, 0 dla kobiety (Croson, Gneezy, 2009);

awans — 1 w przypadku zdobycia w ciągu ostatniego roku kwalifikacji lub umiejętności z myślą o wyższych zarobkach, 0 w innym przypadku (Nicholson i in., 2005);

publ, pryw, przeds, roln, renc, emer, stud, bezr, bier — zmienne zero-jedynkowe dla następującego statusu społeczno-zawodowego ankietowanego: zatrudniony najemnie w sektorze publicznym, prywatnym, prowadzący działalność gospodarczą, gospodarstwo rolne, rencista, emeryt, student lub uczeń, bezrobotny, bierny zawodowo (Hartog i in., 2002);

wyk_4, wyk_3, wyk_2, wyk_1 — zmienne zero-jedynkowe dla wykształcenia ankietowanego: wyższego i policealnego, średniego, zasadniczego zawodowego i gimnazjalnego, podstawowego i niższego (Dohmen i in., 2005);

sytmat_6, sytmat_5, sytmat_4, sytmat_3, sytmat_2, sytmat_1 — zmienne zero-jedynkowe dla następującej oceny poziomu materialnego swojego obecnego życia przez ankietowanego: tragiczny, zły, niezbyt dobry, ani dobry, ani zły, dosyć dobry, dobry albo wspaniały (Guiso, Paiella, 2008);

wykojc_5, wykojc_4, wykojc_3, wykojc_2, wykojc_1 — zmienne zero-jedynkowe dla następującego wykształcenia ojca respondenta: wyższego i policealnego, średniego, zasadniczego zawodowego albo gimnazjalnego, podstawowego, niepełnego podstawowego (Hryshko i in., 2011).

Estymacja modelu

Postać modelu po weryfikacji statystycznej przedstawiono w tabl. 5. O dostatecznym dopasowaniu modelu do danych świadczy empiryczny poziom istotności statystyki chi-kwadrat. Współczynnik pseudo- R^2 McFaddena dla modelu

(tabl. 5) jest równy $1 - \frac{7995,8}{8976,2} \approx 0,109$, co w przypadku modelu mikroekonometrycznego jest wartością korzystną⁵.

Według zaproponowanego modelu, Polacy w zależności od tego czy oceniają materialny poziom swojego życia jako „tragiczny”, czy jako „dobry” ryzykują i grają w obu loteriach przeciętnie z prawdopodobieństwem 13,7% albo 16,3%. Wśród polskich przedsiębiorców przeważają ok. 40-letni mężczyźni ze średnim wykształceniem zawodowym. Średnie prawdopodobieństwo podjęcia ryzyka w obu problemach decyzyjnych przez człowieka biznesu wynosi 29,9%. Dla kontrastu, emerytka w wieku 65 lat oceniająca materialny poziom swojego życia jako „zły”, która ukończyła jedynie szkołę podstawową, a jej ojciec nabył niepełne podstawowe wykształcenie zdecydowanie się na uczestnictwo w obu loteriach z prawdopodobieństwem 5,2%.

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI DWUWYMIAROWEGO MODELU PROBITOWEGO PO USUNIĘCIU ZMIENNYCH NIEISTOTNYCH STATYSTYCZNIE

Wyszczególnienie	Próba n=8083. Uogólniony test Walda $\chi^2=622,27$, $p<0,001$			
	współczynnik	błąd standardowy	p-wartość	przedział ufności 95%
Zmienna zależna cp43				
wyraz wolny	-0,478	0,073	0,000	-0,621 -0,335
wiek	-0,009	0,001	0,000	-0,011 -0,007
pleć	0,465	0,031	0,000	0,403 0,526
awans	0,084	0,042	0,047	0,001 0,167
przeds	0,339	0,072	0,000	0,198 0,481
wyk_4	0,246	0,056	0,000	0,135 0,356
wyk_3	0,077	0,049	0,115	-0,019 0,174
wyk_2	0,033	0,048	0,501	-0,063 0,128
sytmat_6	-0,203	0,083	0,016	-0,367 -0,038
sytmat_5	-0,175	0,056	0,002	-0,285 -0,065
sytmat_4	-0,156	0,047	0,001	-0,248 -0,064
sytmat_3	-0,153	0,043	0,000	-0,237 -0,069
sytmat_2	-0,041	0,046	0,369	-0,130 0,049
wykojc_1	-0,141	0,052	0,006	-0,243 -0,040
Zmienna zależna cp63				
wyraz wolny	-0,236	0,064	0,000	-0,362 -0,110
wiek	-0,011	0,001	0,000	-0,013 -0,009
pleć	0,399	0,031	0,000	0,338 0,459
przeds	0,225	0,073	0,002	0,082 0,368
wyk_4	-0,108	0,054	0,045	-0,214 -0,002
wyk_3	-0,162	0,047	0,001	-0,255 -0,069
wyk_2	-0,160	0,047	0,001	-0,252 -0,068
wykojc_1	-0,110	0,050	0,029	-0,208 -0,011

U w a g a. Test ilorazu wiarygodności korelacji składnika losowego $\chi^2=1585,39$, $p<0,001$.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

⁵ O gorszym dopasowaniu dwóch niezależnych modeli probitowych aniżeli modelu dwuwymiarowego świadczy test ilorazu wiarygodności LR, którego statystyka testowa wynosi $\chi^2=1705,4$. Test ten bierze pod uwagę wartości logarytmu funkcji wiarygodności, który przyjmuje wartości znacznie mniejsze dla dwóch autonomicznych modeli aniżeli modelu dwuwymiarowego $-4358,4 + (-4490,1) = -8848,5$ wobec $-7995,8$ odpowiednio.

Opracowany model potwierdza wyższą skłonność do ryzyka mężczyzn i wzrost awersji do ryzyka z wiekiem. Płeć jest najważniejszą determinantą skłonności do ryzyka według oszacowanego modelu, co znajduje potwierdzenie w literaturze (Croson, Gneezy, 2009; Dohmen i in, 2005). Płeć jako zmienna najsilniej różnicująca stosunek do ryzyka nie stanowi przesłanki do estymacji modelu w podgrupach (test ilorazu wiarygodności $\chi^2=26,82$). Próby w tym sensie nie można zatem uznać za heterogeniczną.

W kontekście danych z *Diagnozy Społecznej*, hipoteza Nicholsona i in. (2005) o szybszym wzroście awersji do ryzyka z wiekiem w przypadku mężczyzn aniżeli kobiet, okazała się niesłuszna. *P*-wartość testu istotności zmiennej interakcyjnej wieku i płci dla estymowanego modelu osiągnęła wartość powyżej 0,50. Scorbureanu i Holzhausen (2011) sugerowali nieliniową, paraboliczną zależność między wiekiem i skłonnością do ryzyka, która jest relatywnie niska u osób poniżej 20. roku życia. W przypadku danych z *Diagnozy Społecznej* kwadrat ani sześcian zmiennej wieku nie jest istotny statystycznie, co najprawdopodobniej związane jest z charakterem próby — w badaniu brały udział jedynie osoby powyżej 16. roku życia.

Wykształcenie oraz zamożność jednostki wpływają w odmienny sposób na skłonność do ryzyka w zależności od znaku wypłaty. Osoby o wykształceniu podstawowym lub niższym są najbardziej skłonne do ryzyka w dziedzinie straty. Wykazują jednakże najwyższą awersję do ryzyka w dziedzinie zysku. W tabl. 6 przedstawiono wartości współczynnika ryzyka (*risk ratio*) danego wzorem:

$$RR_{rs} = \frac{P(y_1 = r, y_2 = s | z_1)}{P(y_1 = r, y_2 = s | z_2)}$$

dla dwóch zestawów zmiennych objaśniających: osoby o wykształceniu wyższym i średnich wartościach innych predyktorów (z_1) oraz osoby o wykształceniu zawodowym i średnich wartościach innych predyktorów (z_2). W żadnym przypadku 95-procentowy przedział ufności współczynnika ryzyka (RR_{rs}) nie zawiera jedności, co stanowi o stabilności modelu.

TABL. 6. WARTOŚCI I 95-PROCENTOWE PRZEDZIAŁY UFNOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA RYZYKA RR_{rs}

Wyszczególnienie	Współczynnik ryzyka	Błąd standardowy RR	przedział ufności RR 95%	
$P(y_1=0, y_2=0)$	0,920	0,023	0,874	0,966
$P(y_1=0, y_2=1)$	0,841	0,075	0,703	0,996
$P(y_1=1, y_2=0)$	1,412	0,116	1,197	1,652
$P(y_1=1, y_2=1)$	1,234	0,081	1,083	1,400

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 5.

W przypadku problemu decyzyjnego o nieujemnej wypłacie, zmienna oceny materialnego poziomu życia wpływa (w przybliżeniu) liniowo na skłonność do ryzyka finansowego. W przypadku drugiego z równań (objaśniającego chęć uczestnic-

stwa w loterii o niedodatniej wypłacie) zmienne dotyczące zamożności, jak również uzyskania wyższych kwalifikacji z myślą o awansie nie są znamienne statystycznie. Według modelu awersja do straty nie jest zatem zróżnicowana ze względu na ocenę materialnego poziomu życia. Na podstawie obserwacji można by z jednej strony uznać, że osoby niezamożne celem uniknięcia wydatku częściej ryzykują (czego banalnym przykładem jest jazda bez biletu, na którą najczęściej decydują się właśnie osoby ubogie). Z drugiej strony różnica użyteczności między utratą 200 zł i 400 zł jest dla osób zamożnych mniej znacząca niżeli w przypadku osób ubogich.

Podobne wnioski, jak w przypadku predyktora subiektywnej oceny materialnego poziomu życia, pokazują zmienne ilościowe reprezentujące zamożność ankietowanego, w tym: wysokość osobistego dochodu netto w ostatnich trzech miesiącach (zmienna oznaczona w *Diagnozie Społecznej* jako *cp106*) oraz spodziewany miesięczny osobisty dochód netto w najbliższych dwóch latach (*cp107*). Współczynnik dla pierwszej z tych zmiennych cechuje niższy poziom błędu standardowego ($z=3,22$ wobec $z=3,62$), co jest zgodne z intuicją. Zmienne reprezentujące bieżący i oczekiwany miesięczny dochód cechuje wysoka liczba braków danych (odpowiednio 1032 i 1095 obserwacji) wobec jedynie 16 braków odpowiedzi na temat oceny materialnego poziomu życia. Łatwo również wykazać, że zmiana oceny materialnego poziomu życia oraz zmiana deklaracji uczestnictwa w loterii o nieujemnej wypłacie nie są zjawiskami niezależnymi ($\chi^2=19,94$, $p=0,011$), przy braku istotności analogicznego związku statystycznego dla loterii o niedodatniej wypłacie.

Porównanie wyników z trzech rodzajów modeli dwuwymiarowych

Dwuwymiarowy model logitowy (*bivariate logistic odds-ratio model*), zwany też modelem Palmgren jest łatwiejszy w interpretacji niż dwuwymiarowy model probitowy. Współczynniki regresji mają łatwą interpretację podobną do jednowymiarowej regresji logistycznej (Palmgren, 1989):

$$\ln \frac{P(y_1 = 1)}{1 - P(y_1 = 1)} = \mathbf{X}_1^T \boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1$$

$$\ln \frac{P(y_2 = 1)}{1 - P(y_2 = 1)} = \mathbf{X}_2^T \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2$$

Iloraz szans (*odds ratio*)⁶ reprezentuje w modelu dwuwymiarowym inną relację niż w jednowymiarowej regresji logistycznej:

⁶ Warto zaznaczyć, że w dokumentacji dwuwymiarowego modelu logitowego opracowanej na potrzeby pakietu oprogramowania R, przez pracowników Uniwersytetu Harvarda (Imai i in., 2012, s. 123), błędnie zapisany jest zarówno iloraz szans $\varphi = \frac{P(y_1 = y_2 = 0) \cdot P(y_1 = 0, y_2 = 1)}{P(y_1 = y_2 = 1) \cdot P(y_1 = 1, y_2 = 0)}$, jak prawdopodobieństwo $(P(y_1 = y_2 = 1) = 0,5 \cdot (\varphi - 1)^{-1} - a - \sqrt{a^2 + b}$ dla $\varphi \neq 1$).

$$\varphi = \frac{P(y_1 = y_2 = 1) \cdot P(y_1 = y_2 = 0)}{P(y_1 = 1, y_2 = 0) \cdot P(y_1 = 0, y_2 = 1)}$$

Dwuwymiarowy model logitowy pozwala na oszacowanie wartości prawdopodobieństwa złożonego, uwzględniając zależność między zmiennymi y_1 i y_2 :

$$P(y_1 = y_2 = 1) = 0,5(\varphi - 1)^{-1} \left(a - \sqrt{a^2 + b} \right) \text{ dla } \varphi \neq 1$$

gdzie $a = 1 + (P(y_1 = 1) + P(y_2 = 1))(\varphi - 1)$, $b = -4\varphi(\varphi - 1)P(y_1 = 1) \cdot P(y_2 = 1)$.

Dwuwymiarowe modele probitowy i logitowy cechują zbieżne wyniki estymacji (tabl. 7) dla dowolnych wartości szacowanego prawdopodobieństwa. W przypadku estymowanego dwuwymiarowego modelu logitowego skłonności do ryzyka wartość logitu dla próby z *Diagnozy Społecznej* jest równa:

$$\ln(\varphi) \approx \ln(10,26) \approx 2,33$$

TABL. 7. PORÓWNANIE OSZACOWANEGO PRAWDOPODOBIEŃSTWA DLA ŚREDNICH WARTOŚCI PREDYKTORÓW W ANALIZOWANYM MODELU

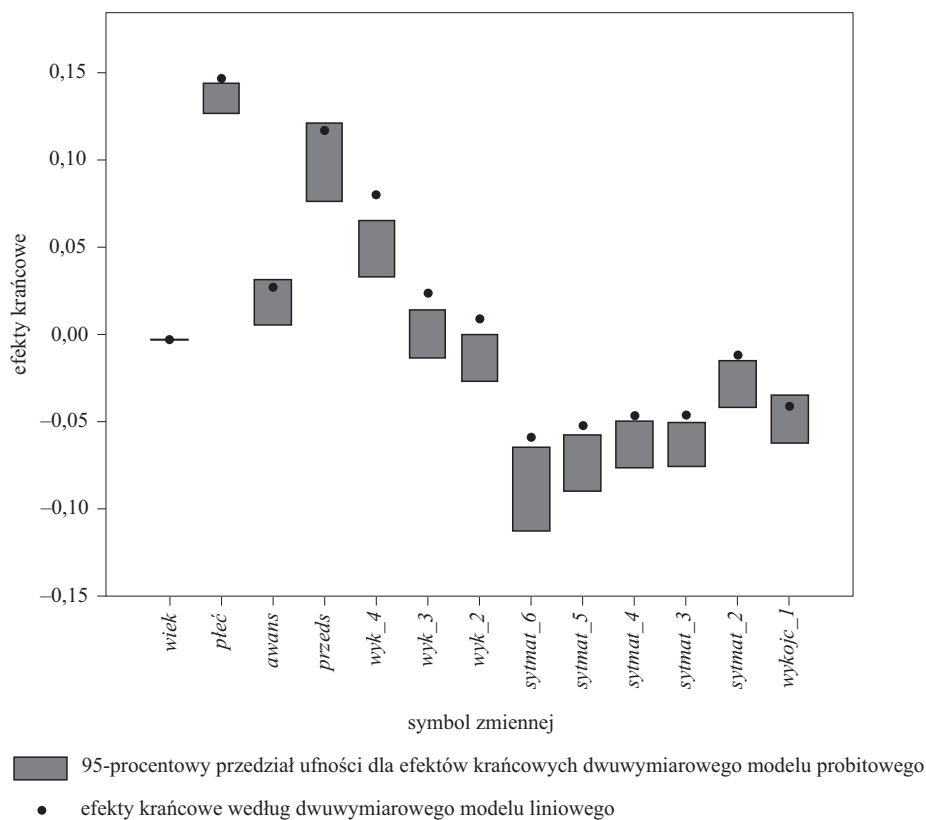
Wyszczególnienie	Dwuwymiarowy model			
	logitowy		probitowy	
	oszacowanie	błąd standardowy	oszacowanie	błąd standardowy
$P(y_1=0, y_2=0)$	0,65866458	0,005460230	0,65519128	0,005408094
$P(y_1=0, y_2=1)$	0,10166777	0,003518906	0,10199128	0,003460377
$P(y_1=1, y_2=0)$	0,09279194	0,003401124	0,09415771	0,003353415
$P(y_1=1, y_2=1)$	0,14687571	0,004055245	0,14865972	0,004026164

U w a g a. Celem zapewnienia porównywalności w tablicy podano wyniki estymacji obu modeli z R, gdzie oprogramowany jest zarówno dwuwymiarowy model probitowy jak logitowy. Oszacowania prawdopodobieństwa ze Stata dla dwuwymiarowego modelu probitowego wynoszą kolejno: 0,65535169; 0,10213449; 0,09402259; 0,14849123. Wytłuszczone części ułamekowie różniące analogiczne wartości współczynników i błędów standardowych

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 5.

Zellner (1962) zaproponował model regresji liniowych pozornie niezwiązanych (*seemingly unrelated regressions* — SUR). Liniowy model prawdopodobieństwa charakteryzuje szereg ułomności, najważniejszymi są heteroskedastyczność składnika losowego i możliwość uzyskania wartości zmiennej zależnej, niezgodnej z definicją prawdopodobieństwa. Różnice wartości efektów krańcowych dla SUR i dwuwymiarowego modelu probitowego są niewielkie dla średnich wartości predyktorów. Za wyjątkiem zmiennych nieistotnych statystycznie różnice efektów krańcowych mieszczą się w przedziale (1,3%; 22,0%) ich wartości.

Wykr. 2. EFEKTY KRAŃCOWE Z MODELI LINIOWEGO I PROBITOWEGO



Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

O ile w przypadku średnich wartości predyktorów różnice między oszacowaniami efektów krańcowych dla dwuwymiarowych modeli probitowego oraz liniowego są niewielkie, znacznie zwiększają się one w przypadku skrajnych wartości predyktorów, a zatem szacowanego prawdopodobieństwa. W analizowanym przypadku efekty krańcowe z modelu liniowego są zawyżone względem efektów krańcowych z modelu probitowego, co związane jest z niskimi na ogół wartościami szacowanego prawdopodobieństwa. W tabl. 8 przedstawiono efekty krańcowe zmiennej objaśnianej postaci uczestnictwa w loterii o nieujemnej wypłacie (*cp43*) dla 65-letniej emerytki z wykształceniem podstawowym, oceniającej materialny poziom swojego życia jako „zły”, której ojciec nie ukończył szkoły podstawowej. Wedle predykcji na podstawie dwuwymiarowego modelu probitowego, osoby o podanych cechach zaryzykują w tej loterii o nieujemnej wypłacie z prawdopodobieństwem 8,5%, a według predykcji modelu liniowego 9,6%. Wartości błędu standardowego efektów krańcowych są niższe w przypadku dwuwymiarowego modelu probitowego.

TABL. 8. PORÓWNANIE EFEKTÓW KRAŃCOWYCH Z DWUWYMIAROWEGO MODELU LINIOWEGO ORAZ PROBITOWEGO DLA SKRAJNYCH WARTOŚCI PREDYKTORÓW

Zmienne	Dwuwymiarowe modele					
	liniowy (SUR)			probitowy		
	efekty krańcowe	błąd standardowy	Z	efekty krańcowe	błąd standardowy	Z
wiek	-0,0026	0,0003	-8,51	-0,0014	0,0002	-6,91
pleć	0,1443	0,0096	10,34	0,0968	0,0094	10,34
awans	0,0320	0,0138	2,32	0,0138	0,0075	1,85
przeds	0,1215	0,0238	3,71	0,0657	0,0177	3,71
wyk 4	0,0664	0,0171	3,89	0,0448	0,0116	3,85
wyk 3	0,0152	0,0145	1,54	0,0127	0,0082	1,54
wyk 2	0,0019	0,0145	0,13	0,0052	0,0078	0,67
sytmat 6	-0,0643	0,0253	-2,54	-0,0273	0,0100	-2,72
sytmat 5	-0,0565	0,0172	-3,29	-0,0305	0,0100	-3,06
sytmat 4	-0,0498	0,0145	-3,43	-0,0217	0,0062	-3,49
sytmat 3	-0,0507	0,0135	-3,76	-0,0213	0,0058	-3,71
sytmat 2	-0,0145	0,0145	-1,00	-0,0062	0,0067	-0,92
wykojc 1	-0,0350	0,0147	-2,38	-0,0241	0,0089	-2,71

Źródło: jak przy tabl. 5.

CECHY SKŁONNOŚCI DO RYZYKA W DZIEDZINIE ZYSKU I STRATY

Kwota loterii a preferencje

Holt i Laury (2002) analizowali doświadczalnie wpływ struktury prawdopodobieństwa wypłat na preferencje jednostki. Badanie było ułomne ze względu na efekt kolejności pytań (błąd oszacowania był zbliżony do tego podanego w tabl. 2 i 3), wyraźnie wskazało jednak na rosnącą awersję do ryzyka wraz ze wzrostem wartości oczekiwanej z loterii. Eksperymenty obojga autorów zakładały jedynie wybór między loteriami o dodatniej wypłacie. Ujemne lub zerowe wypłaty nie były przewidziane w projekcie tego doświadczenia. Loterii o możliwej ujemnej wypłacie nie było także we wcześniejszym eksperymencie Kachelmeiera i Shehaty (1992) na temat zależności między kwotą loterii i preferencjami dotyczącymi ryzyka. Celem porównania wpływu wysokości wypłat i skłonnością do ryzyka odrębnie w dziedzinie zysku i straty, przeprowadzono badanie empiryczne.

W ankiecie zrealizowanej w dwóch próbach złożonych z $n=2 \cdot 100$ studentów Uniwersytetu Warszawskiego zapytano o preferencje dotyczące (hipotetycznych) problemów decyzyjnych (tabl. 9). Jak zaznaczono, dotychczas w literaturze nie analizowano zależności między awersją do strat i wysokością przewidzianej wypłaty. Wpływ kwoty loterii na decyzję uczestnictwa w niej jest znamieny statystycznie w przypadku wyboru między alternatywą pewną i loterią, ale tylko w przypadku nieujemnych wypłat.

TABL. 9. WYSOKOŚĆ KWOTY LOTERII I WYPŁATY PEWNEJ ORAZ CZĘSTOŚĆ WYBORU WARIANTU REPREZENTUJĄCEGO AWERSJĘ DO RYZYKA

Wariant A

Wyszczególnienie	Ogółem	Alternatywa pewna albo loteria o niedodatniej wypłacie		
		zapłacić 20 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 40 zł	
Ogółem	100	52	48	
Alternatywa pewna albo loteria o nieujemnej wypłacie	wziąć 20 zł od razu	50	23	27
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 40 zł	50	29	21

Wariant B

Wyszczególnienie	Ogółem	Alternatywa pewna albo loteria o niedodatniej wypłacie		
		zapłacić 3000 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 6000 zł	
Ogółem	100	52	48	
Alternatywa pewna albo loteria o nieujemnej wypłacie	wziąć 3000 zł od razu	82	42	40
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 6000 zł	18	10	8

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych ankiet.

Respondentami kolejnej ankiety było $n=2 \cdot 100$ studentów Uniwersytetu Warszawskiego (tabl. 10). Z porównania wyników z tabl. 9 i 10 wynika, że wysokość wypłaty z loterii istotnie różnicuje skłonność do ryzyka ankietowanych w przypadku loterii o nieujemnych wypłatach, jednak w przypadku wyboru między dwiema loteriami (bez efektu pewności) wpływ ten jest niższy aniżeli w przypadku wyboru między wypłatą pewną i loterią. Efekt pewności wzmacnia zatem zależność między wartością wypłaty i skłonnością do ryzyka. W sytuacji możliwości straty, wpływ kwoty loterii lub wyniku pewnego jest ponownie zdecydowanie mniejszy i przy danej wielkości próby nie jest on znamiennej statystycznie.

TABL. 10. WYSOKOŚĆ KWOTY LOTERII I CZĘSTOŚĆ WYBORU WARIANTU REPREZENTUJĄCEGO AWERSJĘ DO RYZYKA

Wariant A

Wyszczególnienie	Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie		
		-20 zł, 90%	-40 zł, 45%	
Ogółem	100	43	57	
Loterie o nieujemnej wypłacie	20 zł, 90%	67	23	44
	40 zł, 45%	33	20	13

Wariant B

Wyszczególnienie	Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie		
		-3000 zł, 90%	-6000 zł, 45%	
Ogółem	100	40	60	
Loterie o nieujemnej wypłacie	3000 zł, 90%	76	28	48
	6000 zł, 45%	24	12	12

Źródło: jak przy tabl. 9.

Zgodność efektów odbicia i pewności

Kahneman i Tversky (1979) twierdzili, że jednostka w sytuacji wyboru między wypłatą pewną i loterią o niedodatnich wypłatach o jednakowej wartości oczekiwanej, będzie skłonna wybrać ten drugi wariant jako obciążony większym ryzykiem. W istocie efekt odbicia nie jest spójny z efektem pewności w przypadku średnich wartości prawdopodobieństwa loterii, wbrew temu co ci autorzy przypuszczali.

Podobne wnioski, jak z badania *Diagnoza Społeczna*, dostarczyło badanie ankietowe przeprowadzone na potrzeby tego studium w 2014 r. wśród studentów Uniwersytetu Warszawskiego oraz Uniwersytetu w Oslo. Siła efektu odbicia była niższa od siły efektu pewności i oba efekty nie były wzajemnie spójne. Nie oznacza to, że efekt odbicia nigdy nie ma miejsca. Jest on obecny w przypadku wyboru między alternatywami prawdopodobnymi, tj. bez efektu pewności (tabl. 11).

TABL. 11. EFEKT ODBICIA DLA PROBLEMÓW DECYZYJNYCH ZAKŁADAJĄCYCH WYBÓR MIĘDZY MOŻLIWOŚCIAMI PRAWDOPODOBNYMI (BEZ EFEKTU PEWNOŚCI)

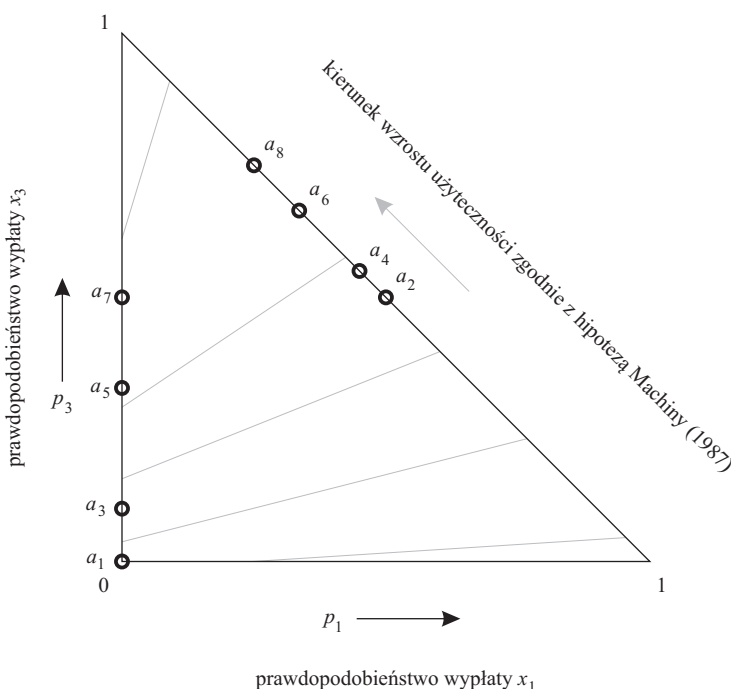
Wariant A				
Wyszczególnienie		Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie	
			-200 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce lub karo	-400 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce
O g ó ł e m		100	42	58
Loterie o nieujemnej wypłacie	200 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce lub karo	64	28	36
	400 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce	36	14	22
Wariant B				
Wyszczególnienie		Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie	
			-200 zł jeśli na kostce wypadnie 1, 2, 3 lub 4	-400 zł jeśli na kostce wypadnie 1 lub 2
O g ó ł e m		100	41	59
Loterie o nieujemnej wypłacie	200 zł jeśli na kostce wypadnie 1, 2, 3 lub 4	60	21	39
	400 zł jeśli na kostce wypadnie 1 lub 2	40	20	20

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 9.

Problem wyboru między wariantami opisanymi dowolnymi wektorami postaci $w(p_1, p_2, p_3; x_1, x_2, x_3)$, gdzie $x_1 < x_2 < x_3$ i $p_2 = 1 - p_1 - p_3$ można oznaczyć w trójkącie Marschaka i Machiny. Punkt $(0, 0, 1)$ tego trójkąta położony jest na najwyższej krzywej obojętności w układzie. Na wyk. 3 na szaro zaznaczono proponowany przez Machinę (1987) przebieg krzywych obojętności dla wypłat niedodatnich. Wnioskowana na podstawie wyników *Diagnozy Społecznej* nie-

spójność efektów odbicia i pewności powoduje zniekształcenie przebiegu krzywych obojętności względem układu proponowanego przez Maschinę dla niedodatnich wypłat, znanego jako hipoteza wachlarzowego przebiegu krzywych obojętności (*"fanning out" hypothesis*). Wariant a_1 jest w istocie preferowany nad a_2 . Tymczasem według koncepcji Machiny wariant a_2 powinien leżeć na wyżej położonej krzywej użyteczności aniżeli a_1 (wykr. 3). Nierozstrzygnięta jest kwestia preferencji między a_3 i a_4 . Udział osób preferujących oba warianty jest zbliżony według zebranych danych empirycznych na Uniwersytecie Warszawskim i Uniwersytecie w Oslo. Dla problemów decyzyjnych o nieujemnych wypłatach uzyskane wyniki empiryczne są zgodne z przebiegiem krzywych obojętności zaproponowanym przez Maschinę dla nieujemnych wypłat.

Wykr. 3. HIPOTEZA WACHLARZOWEGO PRZEBIEGU KRZYWYCH OBOJĘTNOŚCI MACHINY A NIEZGODNOŚĆ EFEKTÓW PEWNOŚCI I ODBICIA



U w a g a. Krzywe obojętności według hipotezy Machiny oznaczono na jasnoszaro.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z lat 2003 i 2005 oraz przeprowadzonych ankiet.

Podsumowanie

Sklonność do ryzyka nie jest tożsama jednej postawie. Ryzyko finansowe stanowi tylko jeden z kilku wymiarów ryzyka, które również nie są jednolite. Czynniki warunkujące awersję do ryzyka są w dużej mierze odmienne w dzie-

dzinie zysku i straty. Materialny dostatek ankietowanego niezależnie od tego, czy reprezentowany przez miarę subiektywną, czy obiektywną, był istotną statystycznie determinantą skłonności do ryzyka w dziedzinie zysku, nie miał zaś zasadniczego wpływu na skłonność do ryzyka w dziedzinie straty. Analogiczna zależność dotyczyła wpływu zmiany zamożności respondenta na jego skłonność do ryzyka w dziedzinie zysku i straty. Bez względu na znak wypłaty najsilniejszy wpływ na skłonność do ryzyka miała płęć ankietowanego.

Założona przez Kahnemana i Tversky'ego (1979) spójność efektów odbicia i pewności nie znajduje potwierdzenia w wynikach badania *Diagnoza Społeczna* z lat 2003 i 2005 oraz przeprowadzonych przez autora w badaniach ankietowych na Uniwersytecie Warszawskim i Uniwersytecie w Oslo. Niespójność obu efektów powoduje również trudności w interpretacji koncepcji wykorzystujących teorię perspektywy, w tym hipotezy wachlarzowego przebiegu krzywych obojętności Machiny (1987).

mgr Krzysztof Czauderna — SGH

LITERATURA

- Cameron A., Trivedi P. (2009), *Multivariate outcomes*, [w:] *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, Lakeway Drive.
- Crosan R., Gneezy U. (2009), *Gender Differences in Preferences*, „Journal of Economic Literature”, nr 47.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U., Schupp J., Wagner G. (2005), *Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey*, DP 511, Niemiecki Instytut Badań Ekonomicznych (DIW), Berlin.
- Eeckhoudt L., Gollier G. (1995), *Risk: Evaluation, Management and Sparing*, Harvester Wheatsheaf, Hertfordshire.
- Greene W. (2003), *Bivariate and Multivariate Probit Models*, [w:] *Econometric analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Guiso L., Paiella M. (2008), *Risk Aversion, Wealth and Background Risk*, „Journal of the European Economic Association”, nr 6.
- Halek M., Eisenhauer J. (2001), *Demography of Risk Aversion*, „The Journal of Risk and Insurance”, nr 68.
- Hartog J., Ferrer-i-Carbonell A., Jonker N. (2002), *Linking Measured Risk Aversion to Individual Characteristics*, „KYKLOS”, nr 55.
- Holt C., Laury S. (2002), *Risk Aversion and Incentive Effects*, „The American Economic Review”, nr 92.
- Hryshko D., Luengo-Prado M., Sørensen B. (2011), *Childhood Determinants of Risk Aversion: The Long Shadow of Compulsory Education*, „Quantitative Economics”, nr 2.
- Imai K., King G., Lau O. (2012), *Zelig: Everyone's Statistical Software*, Uniwersytet Harvarda.
- Kachelmeier S., Shehata M. (1992), *Examining Risk Preferences Under High Monetary Incentives: Experimental Evidence from the People's Republic of China*, „The American Economic Review” nr 82.

- Kahneman D., Tversky A. (1979), *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica”, nr 47.
- Machina M. (1987), *Choice Under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved*, „The Journal of Economic Perspectives”, nr 1.
- Nicholson N., Soane E., Fenton-O’Creevy M., Willman P. (2005), *Personality and domain-specific risk taking*, „Journal of Risk Research”, nr 8.
- Palmgren J. (1989), *Regression Models for Bivariate Binary Responses*, „UW Biostatistics Working Paper Series”, nr 101.
- Scorbureanu A., Holzhausen A. (2011), *The Composite Index of Propensity to Risk — CIPR*, „Economic Research and Corporate Development”, nr 147.
- Tversky A., Kahneman D. (1992), *Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty*, „Journal of Risk and Uncertainty”, nr 106.
- Tyszka T., Domurat A. (2004), *Czy istnieje ogólna skłonność jednostki do ryzyka?*, „Decyzje”, nr 2.
- Zellner A. (1962), *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias*, „Journal of the American Statistical Association”, nr 298.

Summary. *The tendency to financial risk has a strong and numerous conditions. Its taking depends not only on psychological motives but the objective factors. The strongest influence on risking in cash games had sex (men often play) in the empirical study. Wealth and its changes although it was an important determinant of risk-taking when a gain was expected — did not have such an impact when a potential loss was taken into account by the players.*

Data from a Polish panel study, the Social Diagnosis, and carried out surveys show inconsistency of reflection and certainty effects for medium-probability gambles, which is contrary to the hypothesis of Kahneman and Tversky. The reflection effect is also a premise for identification of factors associated with risk-seeking separately for gain and loss possibilities, which was performed using bivariate econometric models. Independently from the assumed model and chosen measurement variables, education level, material situation as well as amount of expected value of a gamble affect attitude towards risk in area of losses and gains in a different way.

Keywords: financial risk, bivariate econometric model, reflection effect, certainty effect.

Резюме. *Склонность к финансовому риску имеет сильные и многочисленные условия. Предпринимание его зависит не только от психологических мотивов но и от объективных факторов. В эмпирическом обследовании самое сильное влияние на риск в денежных играх имел пол (мужчины играют чаще). Богатство и его изменения — хотя было важным детерминантом предпринимания риска, когда была предусмотрена прибыль — не имело такого влияния, когда принималась во внимание игроками возможная потеря.*

Данные из Социального диагноза и проведенных анкетных обследований доказывают несоответствие эффектов отражения и безопасности в случае средних величин вероятности лотереи, что является против гипотезы Канемана и Тверского. Эффект отражения является необходимым условием для определения детерминантов склонностей к финансовому риску отдельно в области прибыли и потери, что было сделано путем оценки двумерных эконометрических моделей. Независимо от принятой модели и выбранных измерительных переменных, уровень образования и богатство лица, сумма выплаты выигрышей иначе влияли на склонность к риску в области прибыли и потери.

Ключевые слова: финансовый риск, двумерная эконометрическая модель, эффект отражения, эффект безопасности.

Roman KOSMALSKI

Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym

Streszczenie. *Artykuł traktuje o badaniu konwergencji gospodarczej województw w ujęciu sektorowym, stanowiąc przykład zastosowania metod nieparametrycznych. Jako podstawowe narzędzie wnioskowania o konwergencji zastosowano nieparametryczną metodę DEA¹ (Data Envelopment Analysis), którą wzbogacono metodą estymacji jądrowej, zaproponowaną przez Quaha, polegającą na analizie rozkładu produktywności pracy i jej zmian w czasie. Zastosowanie jej w połączeniu z DEA pozwoliło przedstawić ewolucję rozkładu produktywności pracy w województwach w kolejnych latach. Ponadto na podstawie wyników dekompozycji indeksu Malmquista przeprowadzono analizę alternatywnych rozkładów badanej zmiennej z uwzględnieniem wpływu poszczególnych składowych tego indeksu na zmiany jej rozkładu. W badaniu pokazano główne źródła konwergencji (dywergencji) gospodarczej w sektorach rolniczym, przemysłowym i usługowym.*

Słowa kluczowe: konwergencja regionalna w Polsce, produktywność pracy, względna efektywność, postęp technologiczny, akumulacja kapitału rzeczowego.

ZARYS KONWERGENCJI GOSPODARCZEJ W TEORII I BADANIACH EMPIRYCZNYCH

Problematyka dotycząca źródeł oraz stopnia zróżnicowania bogactwa regionów, krajów oraz pomiędzy krajami członkowskimi Unii Europejskiej (UE)² od lat pozostaje jednym z najistotniejszych problemów rozpatrywanych w ekonomii. W głównym nurcie badań nad konwergencją gospodarczą wykorzystuje się powszechnie modele wzrostu gospodarczego, a wnioskowanie o występujących zbieżnościach dokonywane jest najczęściej na podstawie estymowanych albo

¹ W polskiej terminologii DEA nazywana jest także metodą granicznej analizy danych lub analizą otoczki danych.

² Próby wyrównywania regionalnych dysproporcji w poziomie rozwoju gospodarczego stanowią istotny cel działań polityki regionalnej UE.

kalibrowanych parametrów tych modeli. W Polsce problematyka konwergencji na ogół bywa podejmowana w kontekście skuteczności polityki spójności, finansowanej przez UE.

Konwergencja gospodarcza może być zasadniczo rozpatrywana w dwóch aspektach³. W pierwszym jest rozumiana jako zbieżność ścieżek wzrostu do stanu równowagi, natomiast w drugim jako wyrównywanie się poziomu bogactwa między regionami. Idea konwergencji rozumiana jako proces zbieżności ścieżek wzrostu gospodarki do stabilnych stanów równowagi jest znana w teorii wzrostu gospodarczego już od połowy XX w. Dynamiczny rozwój badań nad różnymi rodzajami konwergencji gospodarczej, który trwa od lat 80. ub. wieku, przyczynił się do zwiększenia różnorodności w rozumieniu i metodach analizowania tej kategorii ekonomicznej.

Najczęściej spotykane są dwie podstawowe koncepcje — *sigma* oraz *beta*, konwergencja bezwarunkowa i warunkowa. Terminy te znane są m.in. z prac: Barro, Sala-i-Martin (1992), Sala-i-Martin (1996a, b). Powszechnie stosowanym miernikiem w badaniach nad wzrostem gospodarczym i konwergencją jest PKB *per capita* lub PKB na osobę pracującą⁴. Miernik ten — jako zagregowana kategoria ekonomiczna — określa całkowitą wartość dóbr i usług wytworzonych w ciągu roku w danym kraju lub regionie. Podstawowym celem artykułu jest zbadanie, czy w poszczególnych sektorach gospodarki występuje konwergencja produktywności pracy i jaki jest jej wpływ na konwergencję w całej gospodarce. W badaniu jako zmienną objaśnianą przyjęto wartość dodaną brutto (WDB) w przeliczeniu na osobę pracującą⁵ w sektorach rolniczym, przemysłowym i usługowym⁶, natomiast jako zmienne objaśniające nakłady pracy i kapitału rzeczowego w badanych sektorach. Tym sposobem nawiązano do konstrukcji neoklasycznych, zagregowanych modeli wzrostu gospodarczego.

W literaturze przedmiotu znane są badania nad konwergencją gospodarczą w ujęciu sektorowym, prowadzone przez m.in. Dollara i Wolffa (1998). Badania te obejmowały przemysł w krajach OECD. Bernard i Jones (1996) opublikowali pracę dotyczącą konwergencji w sektorach gospodarki poszczególnych stanów wchodzących w skład Stanów Zjednoczonych. Bezpośrednim nawiązaniem do tego opracowania są badania nad konwergencją sektorową w wybranych krajach OECD (Carree, Klomp, Thurik 1999). Znane są także opracowania dotyczące konwergencji sektorowej w krajach UE przeprowadzone przez Doyle i Leary'ego (1999). Kolejnymi przykładami badań nad konwergencją sektorową w krajach OECD mogą być prace Mullera (2000) czy Wonga (2006). Znane są także liczne badania nad konwergencją gospodarczą w Polsce prowadzone

³ Pełniejszą typologię pojęć związanych z konwergencją gospodarczą podano m.in. w opracowaniu Malaga (2004a, b).

⁴ Malaga (2015), s. 2.

⁵ Kusideł (2013), s. 28.

⁶ Warto jednak zwrócić uwagę, że część autorów wyraża pogląd, według którego wartość dodana wiąże się bardziej z efektywnością działania niż z produktywnością poszczególnych zasobów.

np. przez Kusideł (2013). W tym kontekście należy wymienić opracowanie Malagi i Klibera (2007), w którym autorzy przeprowadzili badania konwergencji województw w ujęciu zagregowanym.

W artykule przedmiotem szczególnego zainteresowania będzie konwergencja gospodarcza w ujęciu trzech sektorów — rolniczego, przemysłowego i usługowego w układzie województw. Źródłem danych prezentowanego badania są publikacje GUS, w tym roczniki statystyczne województw z lat 2004—2012.

METODY NIEPARAMETRYCZNE W BADANIU KONWERGENCJI

W prowadzonych badaniach nad konwergencją gospodarczą — jak już wspomniano — zastosowano metodę nieparametryczną DEA. Po raz pierwszy została ona zaproponowana przez Charnesa, Coopera i Rhodesa (1978), którzy wykorzystali programowanie matematyczne do estymacji miar efektywności technologicznej i stworzyli pierwszy model znany w literaturze jako model CCR⁷. Jest on najstarszym modelem DEA i stanowi punkt wyjścia dla wszystkich pozostałych. Do chwili obecnej model ten doczekał się wielu modyfikacji i ciekawych zastosowań w bardzo różnych dziedzinach, co znajduje odzwierciedlenie w wielu pracach⁸.

Formalnie rzecz ujmując DEA polega na rozwiązaniu szeregu zadań programowania liniowego pozwalających wyliczyć wartości współczynników efektywności technologicznej przy danych warunkach ograniczających. Przedstawiony w artykule model jest określany w literaturze przedmiotu jako ukierunkowany na nakłady CCR (*input-oriented CCR model*)⁹.

Funkcją celu jest w nim minimalizacja mnożnika poziomu nakładów:

$$\theta_o \rightarrow \min \quad (1)$$

Warunki ograniczające:

$$\sum_{j=1}^J x_{nj} \lambda_{oj} \leq \theta x_{no} \quad \text{dla } n = 1, \dots, N \quad (2)$$

— nakłady technologii wspólnej są nie większe od możliwie najmniejszej części nakładów poniesionych przez obiekt *o*-ty:

$$\sum_{j=1}^J y_{rj} \lambda_{oj} \geq y_{ro} \quad \text{dla } r = 1, \dots, R \quad (3)$$

⁷ Nazwa pochodzi od pierwszych liter nazwisk autorów tego modelu.

⁸ Np. opracowana przez Tawersa bibliografia DEA za lata 1978—2001 zawiera ponad 3000 pozycji.

⁹ Guzik B. (2009), s. 55 i następne.

— rezultaty technologii wspólnej są nie mniejsze od rezultatów poniesionych przez obiekt o -ty:

$$\theta_o, \lambda_{o1}, \lambda_{o2}, \dots, \lambda_{oJ} \geq 0 \quad (4)$$

gdzie:

- θ_o — współczynnik efektywności o -tego obiektu,
 x_{nj} — n -ty nakład w j -tym obiekcie (wielkość n -tego nakładu — kapitału rzeczowego w mln zł i pracy w tys. osób w j -tym województwie),
 y_{rj} — r -ty wynik w j -tym obiekcie (wartość dodana brutto w badanym sektorze w j -tym województwie),
 $\lambda_{o1}, \dots, \lambda_{oJ}$ — współczynniki kombinacji technologii wspólnej zorientowanej na o -ty obiekt.

Rozwiązanie zadania (1)—(4) polega na znalezieniu wartości współczynnika θ_o , która umożliwi takie maksymalne zmniejszenie nakładów, przy którym nadal będzie możliwe osiągnięcie danego poziomu wyników. Analiza badanego zbioru obiektów wymaga sformułowania i rozwiązania po jednym zadaniu DEA dla każdego obiektu, w którym postuluje się znalezienie optymalnego sposobu przekształcania nakładów badanego obiektu w wyniki, a więc znalezienie optymalnej technologii produkcji. Optymalna technologia to taka, która minimalizuje nakłady do poziomu nieprzekraczającego rzeczywistych nakładów, przy których możliwe jest uzyskanie wyników nie gorszych od rzeczywistych — o czym przesądzają warunki ograniczające. Uzyskany z rozwiązania tego zadania θ_o jest współczynnikiem efektywności technologicznej.

Zastosowanie w badaniu indeksu Malmquista umożliwia analizę produktywności przedsiębiorstwa, gałęzi przemysłu lub gospodarki w określonym momencie¹⁰, a jego konstrukcja opiera się na zasadzie porównania relacji nakładów do wyników w różnych chwilach czasu¹¹. Estymacja nieparametryczna indeksu Malmquista wymaga rozwiązania czterech zadań programowania liniowego — dwóch jednookresowych dla chwili t i $t+1$, które uzyskuje się poprzez rozwiązanie zadania programowania liniowego w standardowej postaci modelu DEA oraz dwóch międzyokresowych¹². Indeks ten dostarcza informacji dotyczących czynników i siły ich oddziaływania na zmiany produktywności w czasie. Zmiana obserwowanej produktywności opisanej indeksem Malmquista¹³ może być rezultatem zmiany w stosowanej technologii produkcji (postęp technologiczny, *technical change* — TC), zmiany efektywności technologicznej (*tech-*

¹⁰ Malmquist (1953), s. 209—242.

¹¹ Miary odległości w indeksie dla chwili t i $t+1$ oznaczono odpowiednio symbolem D_o^t, D_o^{t+1} — wzór (7).

¹² Kosmański (2010), s. 102—107.

¹³ Growiec (2012), s. 133 i następne.

nical efficiency change — E) lub akumulacji kapitału rzeczowego oznaczonej symbolem AK^{14} . Korzystając z formuły Färe'a, Grasskopf, Lindgrena i Roosa (1993) indeks Malmquista możemy zapisać w postaci:

$$M^{t,t+1} = \underbrace{\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)}}_{E^{t,t+1}} \underbrace{\left[\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}}_{TC^{t,t+1}} \underbrace{\left[\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t) D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}}_{AK^{t,t+1}} \quad (5)$$

lub w postaci:

$$M^{t,t+1} = E^{t,t+1} \cdot TC^{t,t+1} \cdot AK^{t,t+1} \quad (6)$$

gdzie:

$E^{t,t+1}$ — pozwala zmierzyć zmianę relatywnej efektywności technologii między chwilami t i $t+1$,

$TC^{t,t+1}$ — umożliwiają pomiar postępu technologicznego między chwilami t i $t+1$,

$AK^{t,t+1}$ — miara akumulacji kapitału rzeczowego między chwilami t i $t+1$.

W badaniu nad konwergencją produktywności pracy posłużono się wynikami otrzymanymi na podstawie dekompozycji indeksu Malmquista. Analiza polegała na poznaniu wpływu poszczególnych składowych tego indeksu na zmiany produktywności pracy w wybranych latach z okresu 2004—2012. Do realizacji tego celu posłużyła formuła Kumara i Russella (2002). W efekcie otrzymano:

$$y^{t+1} = E \cdot TC \cdot AK \cdot y^t \quad (7)$$

Zgodnie z równaniem (7) produktywność pracy w chwili $t+1$ jest iloczynem produktywności pracy w chwili t i składowych indeksu Malmquista zapisanego równaniami (5 lub 6). Dlatego poprzez pomnożenie produktywności pracy z chwili t przez każdą ze składowych indeksu z osobna otrzymamy alternatywne wartości produktywności pracy, uwzględniające wyizolowany wpływ każdego z czynników wzrostu gospodarczego na zmiany produktywności pracy pomiędzy chwilami t i $t+1$, co opisuje następujący układ równań¹⁵:

$$y_E^{t+1} = E \cdot y^t \quad (8)$$

¹⁴ Kumar, Russell (2002), s. 527—548.

¹⁵ Oznaczenia: y — wartość dodana brutto na osobę pracującą (WDB), E — wskaźnik efektywności technologicznej, TC — postęp technologiczny, AK — akumulacja kapitału rzeczowego.

$$y_{TC}^{t+1} = TC \cdot y^t \quad (9)$$

$$y_{AK}^{t+1} = AK \cdot y^t \quad (10)$$

gdzie jedynym czynnikiem wzrostu produktywności pracy pomiędzy chwilami t do $t+1$ w rozpatrywanych sektorach i województwach były dla:

y_E^{t+1} — zmiana wartości wskaźnika relatywnej efektywności technologii stosowanych w badanym sektorze;

y_{TC}^{t+1} — postęp technologiczny w badanym sektorze;

y_{AK}^{t+1} — akumulacja kapitału rzeczowego w badanym sektorze.

Na podstawie tak sformułowanych równań dokonano oceny wpływu źródeł wzrostu gospodarczego, rozpoznanych w wyniku dekompozycji indeksu Malmquista, na zmiany rozkładu produktywności pracy w każdym z badanych sektorów w województwach w latach 2004—2012.

W celu estymacji nieznanego rozkładu zapisanych układem równań (8)—(10) zastosowano metodę estymacji jądrowej. Wykorzystanie tej metody w badaniu konwergencji gospodarczej pozwala na analizę rozkładu i jego ewolucję pod wpływem czynników wzrostu gospodarczego rozpoznanych w wyniku dekompozycji indeksu Malmquista (Wójcik, 2008a, b). Metoda ta stwarza także możliwość zaobserwowania polaryzacji badanej zmiennej. Estymator jądrowy warunkowej funkcji gęstości jest ciągłym odpowiednikiem histogramu i pokazuje, w jaki sposób zmienia się rozkład badanej zmiennej w czasie.

Klasyczne metody estymacji rozkładu polegają na wyborze jednego lub kilku typowych rozkładów prawdopodobieństwa, a następnie na dobraniu właściwych parametrów dopasowujących ten rozkład do danych. W literaturze przedmiotu najczęściej stosuje się rozkłady: normalny, jednostajny, trójkątny, *beta*, *gamma*, wykładniczy, *t*-Studenta, χ^2 (chi-kwadrat) lub Poissona.

Jeżeli mamy do czynienia z nieznanym rozkładem, to problem stwarza wybór jego rodzaju spośród typowych rozkładów. Aby wyeliminować tę niedogodność, wynikającą z arbitralności wyboru, w omawianym badaniu wykorzystano nieparametryczną metodę estymacji jądrowej (*Kernel Density Estimators*). Zastosowanie tej metody powoduje, że przeprowadzenie analizy rozkładu badanej zmiennej nie jest obciążone koniecznością dokonania arbitralnego wyboru konkretnego typu rozkładu.

Estymacja jądrowa sprowadza się do oszacowania nieznanego funkcji gęstości dla zmiennej losowej na podstawie skończonej liczby obserwacji tej zmiennej. Wartości funkcji gęstości w kolejnych punktach liczone są jako względna częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu. Otoczenie to nazwane jest pasmem estymacji (*bandwidth*, *window*), a do oszacowania względnej częstości wykorzystuje się funkcję gęstości zwaną funkcją jądra (*kernel*).

W celu zdefiniowania estymatora jądrowego zakłada się daną n -wymiarową (w naszym przypadku $n=1$) zmienną losową x o funkcji gęstości rozkładu f . Wówczas wynikiem m niezależnych eksperymentów jest m -elementowa

próba losowa x_1, x_2, \dots, x_m , na podstawie której można wyznaczyć estymator $\hat{f}: IR^n \rightarrow [0; \infty)$ funkcji gęstości rozkładu zmiennej losowej x .

Estymator jądrowy funkcji gęstości definiowany jest wzorem¹⁶:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{mh^n} \sum_{i=1}^m K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (11)$$

gdzie:

- n — wymiar zmiennej losowej x (w badaniu rozpatrujemy zmienną jednowymiarową),
- x_1, x_2, \dots, x_m — próba losowa zmiennej¹⁷,
- m — liczność elementów próby,
- $f(x)$ — funkcja gęstości rozkładu zmiennej losowej x ,
- $\hat{f}(x)$ — estymator funkcji gęstości rozkładu skonstruowany na podstawie próby x ,
- h — tzw. współczynnik wygładzania (szerokość pasma lub okna)¹⁸,
- $K(x)$ — jest określane mianem jądra estymacji i ma najczęściej postać funkcji gaussowskiej:

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (12)$$

Estymator jądrowy pozwala wyznaczyć funkcję gęstości bez konieczności uwzględniania z góry przyjętego rozkładu. Estymatory nieparametryczne warto stosować w przypadku niestandardowych rozkładów, gdzie metody parametryczne zawodzą, np. dla rozkładów wielomodalnych. Dzięki uniezależnieniu się od przyjętego z góry określonego typu rozkładu, możliwe jest określenie wielu własności badanej funkcji, np. położenie modalnych, symetrii lub postaci rozkładu dla skrajnych wartości zmiennej losowej¹⁹.

WYNIKI BADANIA

W tej części artykułu przedstawiono wykresy funkcji gęstości rozkładu produktywności pracy dla danego sektora gospodarki i dodatkowo rozkłady opracowane na podstawie wartości składowych indeksu produktywności Malmqui-

¹⁶ Kulczycki (2005), s. 56.

¹⁷ Rozkłady wyznaczono na podstawie WDB na osobę pracującą w 16 województwach. Minimalna liczność próby niezbędna do wyznaczenia wartości funkcji gęstości określana jest wzorem 4^n , gdzie n — to wymiar zmiennej — Kulczycki (2005), s. 103 i następane.

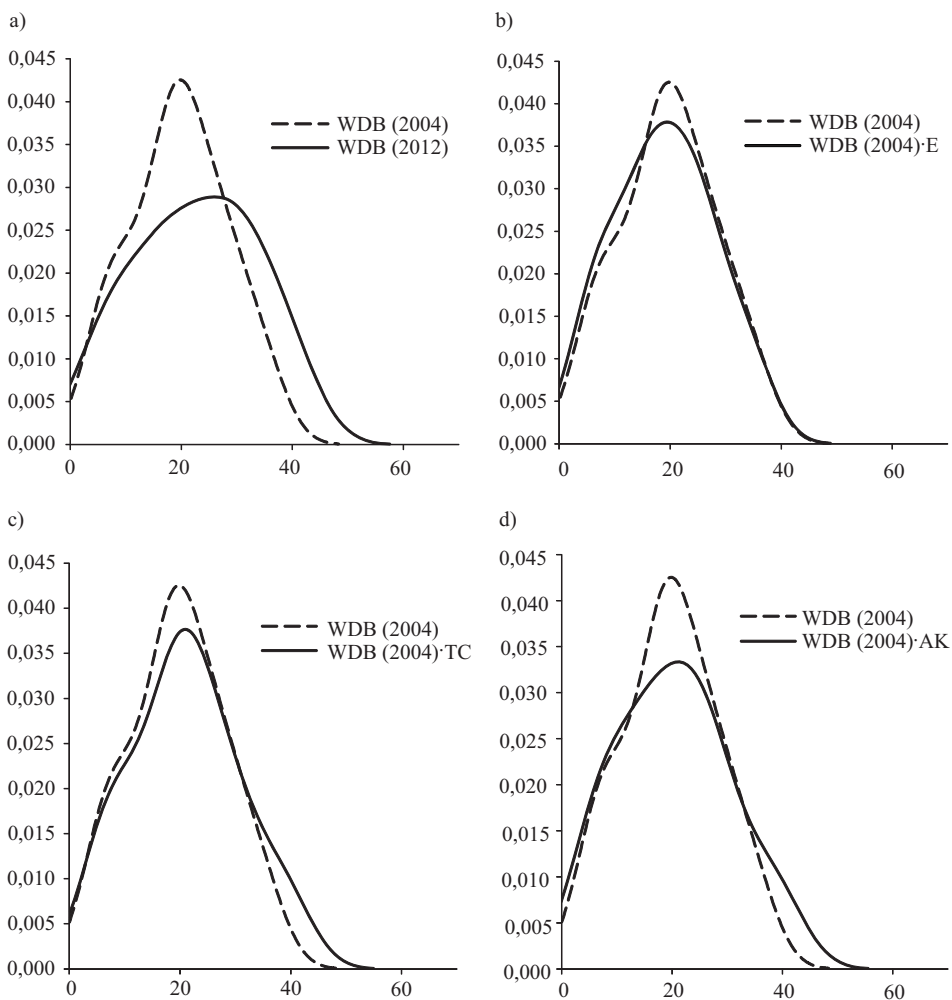
¹⁸ Wartość współczynnika h wyznaczono ze wzoru na jego optymalizację:

$h = 0,9 \min\left(s, \frac{q_3 - q_1}{1,349}\right) n^{-1/5}$, zaproponowanego przez Silvermana (1986).

¹⁹ Quah (1997), s. 27—59.

sta, zgodnie z równaniami (8)—(10)²⁰. Na osiach odciętych odłożono wartości produktywności pracy (mierzonej WBD) w danym roku i sektorze, a na osiach rzędnych — wartości funkcji gęstości, będące odpowiednikiem liczebności województw.

Wykr. 1. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE ROLNICZYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012^a



^a Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania.

²⁰ Obliczenia i przedstawione w artykule wykresy wykonano na arkuszu kalkulacyjnym Microsoft Office Excel.

Porównanie rozkładów dla lat 2004 i 2012 (wykr. 1a) wskazuje na niewielkie przesunięcie prawej części rozkładu oraz ich spłaszczenie w badanym okresie. Sugeruje to wzrost produktywności pracy w latach 2004—2012 głównie w województwach o wyższych wartościach tej kategorii ekonomicznej w roku początkowym badania, czyli w 2004 r. Rozkład produktywności pracy w sektorze rolniczym dla roku 2012 jest — w porównaniu z rokiem 2004 — rozkładem bardziej płaskim, co należy interpretować jako wzrost zróżnicowania tej kategorii ekonomicznej pomiędzy województwami w rozpatrywanym okresie.

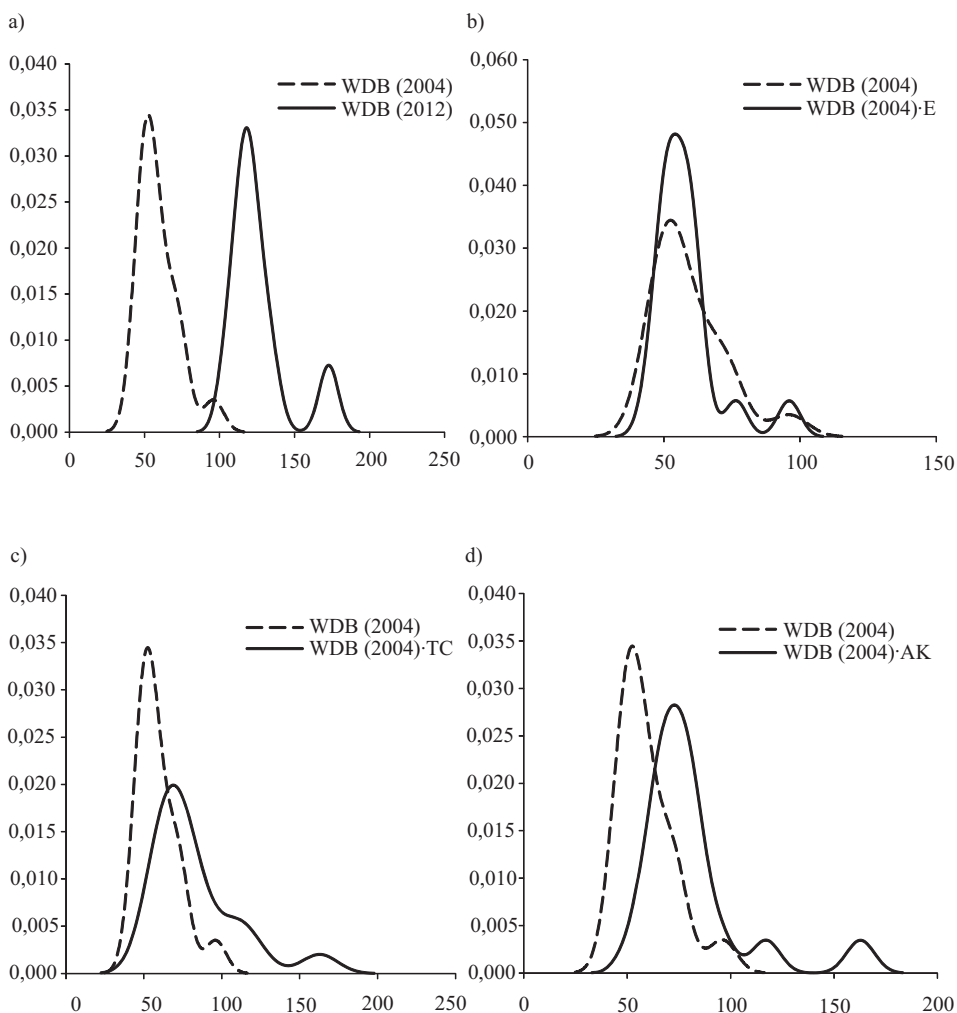
Wykr. (1b)—(1d) przedstawiają wyizolowany wpływ czynników wzrostu gospodarczego na produktywność pracy w okresie 2004—2012 otrzymaną na podstawie równań (8)—(10). Wykr. 1b pokazuje wpływ zmian wskaźnika relatywnej efektywności w okresie 2004—2012 na rozkład produktywności pracy oszacowany na podstawie równania (8). Rozkłady przedstawione na wykr. 1b pozwalają wnioskować o bardzo niewielkim wpływie zmian wartości wskaźnika relatywnej efektywności technologicznej na kształt rozkładu produktywności pracy. W metodologii DEA zmiany wskaźnika relatywnej efektywności uznawane są za miarę nadrabiania zaległości technologicznych dzięki dyfuzji technologii. Rozpatrując zaś wykr. 1c i 1d zauważalny jest wpływ postępu technologicznego i akumulacji kapitału rzeczowego na zmiany rozkładu produktywności pracy. Co ciekawe, uwzględnienie wpływu postępu technologicznego lub akumulacji kapitału rzeczowego skutkuje przesunięciem jedynie prawej części wykresu. Można zatem przypuszczać, że te dwa czynniki kształtowały w badanym okresie wzrost produktywności pracy głównie w województwach o najwyższych wartościach tego wskaźnika w roku 2004 i to one mogą być uznane za główną przyczynę wzrostu zróżnicowania produktywności pracy w sektorze rolniczym w latach 2004—2012.

Przedstawione na wykr. 2 rozkłady produktywności pracy w sektorze przemysłowym w latach 2004 i 2012 są rozkładami dwumodalnymi, z zauważalną tendencją do nasilania polaryzacji produktywności pracy. Wokół wyższego wierzchołka rozkładu skupiona jest większość województw. Drugi, niższy wierzchołek przesunięty jest na prawo. Stanowi to efekt istnienia wyodrębnionej grupy województw charakteryzujących się relatywnie wyższymi wartościami produktywności pracy względem pozostałych województw. Przedstawione na wykr. 1a rozkłady charakteryzują się niewielką zmiennością.

W okresie 2004—2012 zauważalny był efekt rozprzestrzeniania się technologii (mierzony wskaźnikiem E na wykr. 2b) na zmiany regionalnego rozkładu produktywności pracy. Uwzględnienie w badaniu efektu zmian technologicznych oraz akumulacji kapitału rzeczowego skutkuje przesunięciem rozkładu na prawo, ku wyższym wartościom produktywności pracy. Charakterystyczne jest tutaj przesunięcie głównie prawej części rozkładu w wyniku uwzględnienia postępu technologicznego, podczas gdy efekt uwzględnienia wpływu akumulacji kapitału rzeczowego stanowi przesunięcie na prawo całego rozkładu (wykr. 2d). Przypuszczalnie województwa o niższej produktywności pracy w roku 2004

uzyskały w badanym okresie wzrost tejże produktywności głównie dzięki akumulacji kapitału rzeczowego, a w mniejszym stopniu — w wyniku zmian technologicznych. Z kolei województwa o najwyższych wartościach produktywności pracy w roku 2004 poprawiły ją w latach 2004—2012 dzięki zmianom technologicznym (wykr. 2c) oraz akumulacji kapitału rzeczowego.

Wykr. 2. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE PRZEMYSŁOWYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012^a



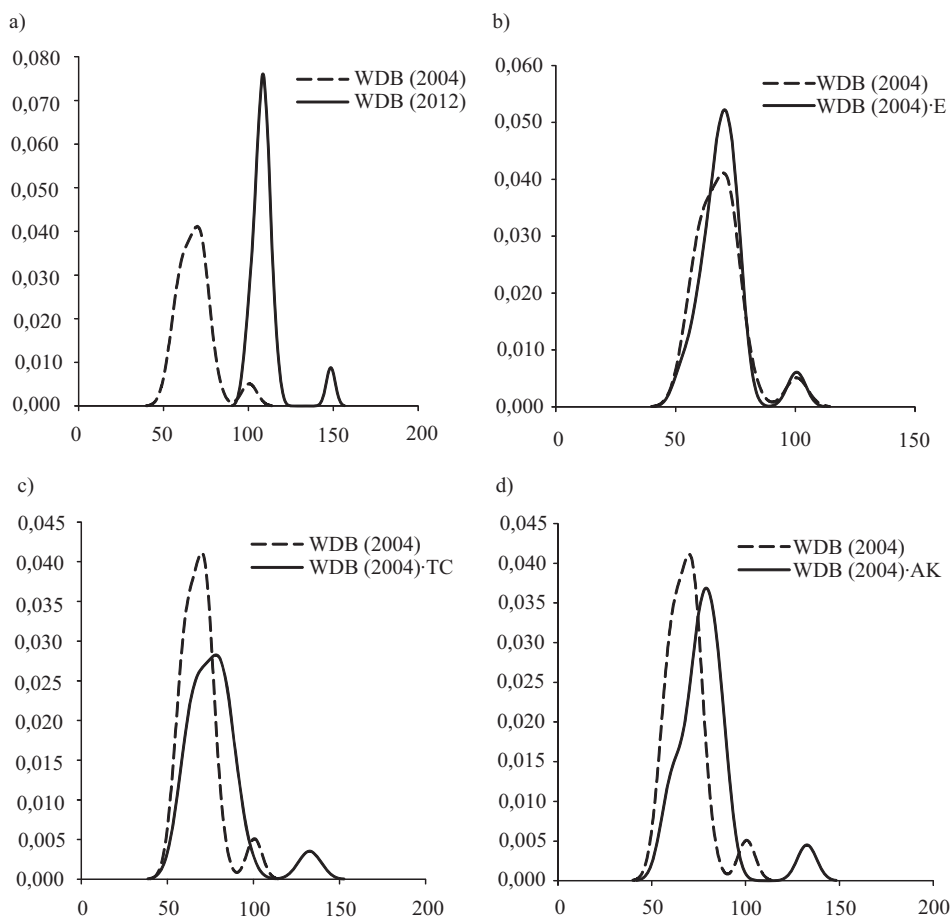
^a Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: jak przy wykr. 1.

Przedstawione na wykr. 3 rozkłady produktywności są rozkładami dwumodalnymi. W każdym z momentów zdecydowana większość województw skupia

się wokół niższych wartości badanej zmiennej ekonomicznej. Na wykresie reprezentowane jest to przez wyższe wierzchołki. Z kolei wierzchołki niższe — przesunięte na prawo od początku układu współrzędnych obejmują mniejszą grupę województw o znacznie wyższych wartościach produktywności pracy w sektorze usługowym. Co ciekawe, wierzchołek rozkładu dla roku 2012 (wykr. 3a) jest wyższy w stosunku do 2004 r. Oznacza to, że w grupie województw o niższej produktywności pracy w badanym okresie mieliśmy do czynienia z konwergencją gospodarczą pod względem rozpatrywanej zmiennej.

Wykr. 3. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE USŁUGOWYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012^a



^a Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: jak przy wykr. 1.

Oddzielne uwzględnienie wpływu poszczególnych czynników wzrostu na zmiany rozkładów skutkuje w przypadku postępu technologicznego i kapitału

rzecowego przesunięciem, zwłaszcza prawej części rozkładu, na prawo, w kierunku wyższych wartości produktywności pracy. Należy przy tym zwrócić uwagę na zmianę kształtu rozkładu w wyniku uwzględnienia postępu technologicznego. Rozkład ten jest bardziej płaski. Można zatem przypuszczać, że te województwa, które już w roku 2004 osiągały wyższe wartości produktywności pracy, w badanym okresie w znacznie większym stopniu wprowadzały zmiany technologiczne skutkujące większym zróżnicowaniem owej produktywności.

Podsumowanie

W artykule przeprowadzono badania nad konwergencją gospodarczą w zakresie produktywności pracy (mierzonej WDB na osobę pracującą) w ujęciu trzech sektorów w województwach w latach 2004—2012. Przedstawiono w nim także przykład zastosowania nieparametrycznej metody DEA i analizy rozkładów w badaniach nad konwergencją gospodarczą. Do najistotniejszych zalet metod nieparametrycznych w tego typu badaniach zaliczamy niewielkie wymagania dotyczące liczby obserwacji statystycznych oraz możliwość zidentyfikowania źródeł konwergencji (dywergencji). Ponadto dokonanie pomiaru zmian produktywności pracy (lub wzrostu gospodarczego) według DEA powoduje, że nie jest wymagana znajomość zależności funkcyjnej, jaka występuje pomiędzy nakładami i wynikiem, utożsamianej z makroekonomiczną funkcją produkcji. Zatem wyniki nie są obciążone potencjalnym błędem wynikającym z niedostatecznego dopasowania modelu do danych empirycznych lub niedostatecznie długich szeregów czasowych.

Przeprowadzenie badania dla sektorów ekonomicznych ujawniło wiele zależności niezauważalnych w przypadku prowadzenia badań na poziomie zagregowanym. Podstawowymi sektorami, w których miał miejsce wzrost produktywności pracy w badanym okresie były sektory przemysłowy i usługowy. Najmniejsze zmiany produktywności pracy w tymże przedziale czasowym zaobserwowano w sektorze rolniczym. Rozkład produktywności pracy w sektorze rolniczym dla lat 2004 i 2012 jest rozkładem jednomodalnym płaskim, którego kształt stanowi rezultat znacznego zróżnicowania produktywności pracy pomiędzy województwami. Z kolei rozkłady produktywności pracy w sektorach przemysłowym i usługowym są rozkładami dwumodalnymi. W badanym okresie najsilniejsze impulsy dla zmian produktywności pracy w sektorach przemysłowym i usługowym były efektem postępu technologicznego i akumulacji kapitału rzeczowego. Natomiast w sektorze rolniczym wpływ wymienionych czynników na zmiany produktywności pracy był niewielki.

Na podstawie analizy wpływu czynników wzrostu gospodarczego na dynamikę regionalnych rozkładów można uznać, że podstawowymi źródłami występującej dywergencji badanej zmiennej w latach 2004—2012 były zróżnicowany przestrzennie postęp technologiczny oraz akumulacja kapitału rzeczowego. Z kolei nie zaobserwowano istotnego wpływu zmian relatywnej efektywności

technologii stosowanej w poszczególnych sektorach gospodarki w województwach na konwergencję (dywergencję) produktywności pracy. Bardziej płaskie kształty rozkładów lub przesunięta głównie prawa część rozkładu sugerują, że to właśnie postęp technologiczny i akumulacja kapitału rzeczowego, jakkolwiek pożądane z punktu widzenia kreowania przez nie silnych impulsów dla wzrostu gospodarczego, były w tym okresie najważniejszymi przyczynami wzrostu zróżnicowania produktywności pracy pomiędzy województwami.

dr Roman Kosmański — Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Lesznie

LITERATURA

- Barro R., Sala-i-Martin X. (1992), *Convergence*, „Journal of Political Economy”, Vol. 100, No. 2.
- Bernard A., Jones C. (1996), *Productivity and Convergence Across U.S. States and Industries*, „Empirical Economics”, Vol. 21, No. 6.
- Carree M., Klomp L., Thurik A. (1999), *Productivity Convergence in OECD Manufacturing Industries*, „Tinbergen Institute Discussion Paper”, No. 65.
- Charnes A., Cooper W. W., Rhodes E. (1978), *Measuring the efficiency of decision making units*, „European Journal of Operational Research”, Vol. 2, No. 6.
- Dollar D., Wolff E. (1998), *Convergence of Industry Labour Productivity Among Advanced Economies, 1963–1982*, „Review of Economics and Statistics”, Vol. 70, No. 4.
- Doyle E., O’Leary E. (1999), *The role of structural change in labour productivity convergence among European countries: 1970–1990*, „Journal of Economic Studies”, Vol. 26, No. 2.
- Färe R., Grasskopf S., Lindgren B., Roos P. (1993), *Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach*, [w:] *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Application*, Springer Scientet Business Media, LLC.
- Growiec J. (2012), *Zagregowana funkcja produkcji w ekonomii wzrostu gospodarczego i konwergencji*, Oficyna Wydawnicza SGH.
- Guzik B. (2009), *Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kosmański R. (2010), *Zróżnicowanie poziomu wydajności pracy i jego przyczyny w polskich województwach*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 3, Uniwersytet Warszawski.
- Kulczycki P. (2005), *Estymatory jądrowe w analizie systemowej*, Wydawnictwo Naukowo-Techniczne, Warszawa.
- Kumar S., Russell R. (2002), *Technological change, technological catch-up, and capital deepening: Relative contributions to growth and convergence*, „American Economic Review”, Vol. 92, No. 3.
- Kusideł E. (2013), *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie dla osiągnięcia celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Malaga K. (2004a), *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*, Wydawnictwo AE Poznań, Prace habilitacyjne, nr 10.
- Malaga K. (2004b), *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD. Wyniki badań empirycznych*, Wydawnictwo Naukowe Akademii Ekonomicznej, „Zeszyty Naukowe”, nr 41, Poznań.
- Malaga K., Kliber P. (2007), *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, Wydawnictwo AE Poznań.

- Malaga K. (2015), *O niektórych dylematach teorii wzrostu gospodarczego i ekonomii*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, <http://www.pte.pl/pliki/2/12/K.%20Malaga.pdf> (dostęp — 15 marca 2015 r.).
- Malmquist S. (1953), *Index Numbers and Indifference Surfaces*, *Trabajos de Estadística*, Vol. 4.
- Muller G. (2000), *A Glimpse on Sectoral Convergence of Productivity Levels*, „Halle Institute for Economics Research Discussion Paper”, No. 133.
- Sala-i-Martin X. (1996a), *Classical Approach to Convergence Analysis*, „Economic Journal”, Vol. 106, No. 437.
- Sala-i-Martin X. (1996b), *Regional Cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence*, „European Economic Review”, Vol. 40, No. 6.
- Silverman B. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, *Monographs on Statistics and Applied Probability*, London, Chapman and Hall.
- Tawers G. (2002), *A Bibliography of Data Envelopment Analysis (1978—2000)*, *Rutcor Research Report*, http://rutcor.rutgers.edu/pub/rrr/reports2002/1_2002.pdf (dostęp — 15 marca 2015 r.).
- Quah D. (1997), *Empirics of Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs*, „Journal of Economic Growth”, Vol. 2, No. 1.
- Wong W.-K. (2006), *OECD convergence: A sectoral decomposition exercise*, „Economics Letters”, Vol. 93, No. 2.
- Wójcik P. (2008a), *Konwergencja czy dywergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2, Uniwersytet Warszawski.
- Wójcik P. (2008b), *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce*, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski.

Summary. *The article deals with the study of economic convergence of the Polish voivodships by sector, and is an example of the use of nonparametric methods. As a basic tool used to apply for the convergence of nonparametric method of DEA (Data Envelopment Analysis), which enriched nuclear estimation method, proposed by Quah, involving the analysis of the distribution of labor productivity and its changes over time. Its use in conjunction with the DEA allowed to present the evolution of the distribution of labor productivity in the voivodships in the coming years. Moreover, based on the results of the Malmquist decomposition index, analysis was carried out of alternative distributions of the variable, taking into account the impact of the individual components of the index on changing its distribution. The study shows the main sources of economic convergence (divergence) in agriculture, industry and services sectors.*

Keywords: regional convergence in Poland, labor productivity, relative effectiveness, technological change, capital deepening.

Резюме. *Статья характеризует обследование экономической конвергенции воеводств в секторальном подходе, является примером использования непараметрических методов. В качестве основного инструмента вывода о конвергенции был использован непараметрический метод DEA (Data Envelopment Analysis), который обогатился методом ядерной оценки, предложенным Куахом, заключающимся в анализе распределения*

продуктивности труда и ее изменений во времени. Использование его в сочетании с DEA позволило представить эволюцию распределения продуктивности труда в воеводствах в последующие годы. Кроме того на основе результатов разложения индекса Malmquista был проведен анализ альтернативных распределений обследуемой переменной в отношении к влиянию отдельных составных этого индекса на изменения ее распределения. В обследовании были показаны главные источники экономической конвергенции (расхождения) в секторах: сельскохозяйственном, промышленном и услуговом.

Ключевые слова: конвергенция в Польше, продуктивность труда, относительная эффективность, технологические достижения, аккумуляция материального капитала.

Przestrzenne zróżnicowanie starości demograficznej w Polsce

Streszczenie. *W ocenie stopnia zaawansowania starości demograficznej wykorzystuje się wiele miar. Wśród najczęściej stosowanych można wymienić te, które wyrażają relację między liczbą osób starszych i ogólną liczbą ludności lub młodszą grupą wieku. Rzadko zaś stosuje się takie miary, które uwzględniają całą strukturę wieku ludności. W artykule zaprezentowano nowy sposób analizy przestrzennego zróżnicowania struktur wieku ludności z wykorzystaniem metody aglomeracyjnej z metryką euklidesową. Badanymi obiektami były województwa, a zmiennymi objaśniającymi pięcioletnie grupy wieku (20 zmiennych). Dodatkowo wprowadzono obiekt hipotetyczny, który charakteryzuje się regresywną strukturą wieku. Jego wprowadzenie pozwoliło na ocenę, jak badane regiony różnią się nie tylko między sobą, ale także jak dalece odbiegają one od wzorca rozwoju ludności. Rozważania prowadzono odrębnie dla populacji kobiet i mężczyzn oraz lat 1991, 2001 i 2011.*

Słowa kluczowe: struktura ludności, starość demograficzna, starzenie się ludności.

W ocenie starości demograficznej wykorzystuje się wiele miar, które można podzielić na trzy grupy. Do pierwszej grupy należą te, które przedstawiają relację między liczebnością (lub odsetkami) osób starszych i ogólną liczbą ludności lub młodszą grupą wieku. Korzystając z tych relacji zaproponowano różne skale oceny starości demograficznej. W propozycji przedstawionej przez E. Rosseta (1959, 1967) przez młodość demograficzną należy rozumieć sytuację, gdy odsetek osób w wieku starszym w ogólnej liczbie ludności (wskaźnik starości) wynosi mniej niż 8%. Kolejny poziom, nazwany wczesną fazą przejścia między młodością a starością demograficzną, określa wartość tej miary na poziomie 8—10%. O późnej fazie przejścia między młodością a starością mówimy wtedy, gdy odsetek osób w wieku powyżej 60 lat zawiera się w granicach 10—12%. Starość demograficzna następuje wtedy, gdy miara ta przyjmuje wartości wyższe niż 12%. Według propozycji ONZ (*World...*, 2005) przez młodą populację rozumiemy stan, gdy odsetek osób w wieku 65 lat i więcej jest niższy niż 4%. O populacji dojrzałej mówimy wtedy, kiedy udział ten wynosi 4—7%, a o starej, gdy przekroczył 7%.

Przedstawione propozycje oceny starości demograficznej nie są adekwatne w odniesieniu do dnia dzisiejszego. W latach 60. XX w. przeciętne dalsze trwanie życia w chwili narodzin było o ponad 10 lat krótsze aniżeli w pierwszej de-

kadzie XXI w. Obecnie proponuje się, aby wiek określający dolną granicę starości demograficznej podnieść o ten przyrost lub o wartość do niego zbliżoną, co pozwoli ustalić procentowy próg starości demograficznej (Sanderson, Scherbow, 2005, 2007). W literaturze przedmiotu często granicę tę określa również moment zakończenia aktywności zawodowej ludności.

Kolejna propozycja oceny stopnia zaawansowania starości demograficznej uwzględnia informacje o przeciętnym dalszym trwaniu życia lub syntetycznych miarach statystycznych opisujących rozkład liczby ludności według wieku. W pierwszym z tych przypadków granicę wieku starości demograficznej określono przez różnicę między przeciętnym dalszym trwaniem życia w chwili narodzin i arbitralnie ustaloną liczbą lat, która pokazuje okres życia w starości (Sanderson, Scherbow, 2005, 2007). Dla tak wyznaczonych grup wieku zaproponowano również wskaźniki, których konstrukcja opiera się na tych samych zasadach, jak w przypadku relacji między liczbą osób należących do określonych grup wieku, ale w tym przypadku ich granice wyznacza liczba lat pozostałych do przeżycia oraz liczba lat już przeżytych (Abramowska-Kmon, 2011). Wśród syntetycznych miar statystycznych pozwalających dokonać oceny rozkładu struktury ludności według wieku można m.in. wymienić medianę (Kosiński, 1967), decyle (Clarke, 1965) czy kwartyle (Kowaleski, 2011). Również i w tym przypadku w ocenie stopnia zaawansowania starości demograficznej stosuje się relację między tak wyznaczonymi podgrupami. Oceny zaawansowania starzenia się ludności można dokonać przez pomiar odległości między ustalonym progiem starości i średnim wiekiem osób starszych w populacji — relatywna luka starości (Kot, Kurkiewicz, 2004). Zaletą przedstawionych miar jest ich prostota w liczeniu, a wadą to, że nie biorą pod uwagę całej struktury ludności według wieku. Uwaga ta ma szczególne znaczenie w przypadku występowania niżów i wyżów demograficznych.

Trzecia propozycja oceny stopnia zaawansowania starości demograficznej (rzadko stosowana) wykorzystuje informacje o całej strukturze ludności. Można wymienić tu m.in.: współczynnik koncentracji (d'Albis, Collard, 2013), syntetyczny wskaźnik struktury wieku (Kurek, 2008), skorygowaną miarę asymetrii (Cieślak, 2004), indeks niepodobieństwa (Rowland, 1996) czy metodę podobieństwa struktur (Podogrodzka, 2014). W przypadku oceny dynamiki procesu starzenia się ludności wykorzystuje się przede wszystkim informacje o relacjach między punktowymi wartościami przedstawionych wskaźników starości demograficznej (Długosz, 1997, 1998; Kurek, 2008; Kowaleski, 2011). Rządziej wyznacza się iloraz średniego rocznego tempa wzrostu liczby ludności w wieku starszym i średnim rocznym tempem wzrostu ludności ogółem (Kondrat, 1972) czy agregatowy indeks struktury ludności, liczony jako iloraz umieralności faktycznej i standaryzowanej w badanej zbiorowości (Wieniecki, 1981; Frątczak, 2002). W polskiej literaturze przedmiotu można znaleźć wiele prac poświęconych zagadnieniom oceny natężenia oraz dynamiki starości demograficznej w ujęciu przestrzennym. Wśród prac powstałych w ostatnich dwudziestu latach można wymienić m.in. następujące opracowania: Długosz (1997), Kurek (2004, 2008), Potrykowska (2003), Kowaleski (2011) i Podogrodzka (2014). Jednocześnie w pracach tych do opisu stopnia zaawansowania starości demograficznej

wykorzystywano przede wszystkim wskaźniki struktury, a do opisu jego zmian w czasie stosowano proste indeksy dynamiki. Analizy te nie uwzględniały podziału według płci. Analiza starzenia się kobiet i mężczyzn jest szczególnie ważna w przypadku planowania środków na opiekę społeczną czy zdrowotną, ponieważ stan zdrowia kobiet w starszych grupach wieku jest znacznie gorszy niż mężczyzn (Błędowski, 1998, 2002; Urbaniak, 1998; Kowaleski, 2006; Kowaleski, Szukalski, 2004, 2006).

Celem artykułu jest przedstawienie przestrzennego zróżnicowania stopnia zaawansowania starości demograficznej przy wykorzystaniu metody aglomeracyjnej (delimitacja obszarów podobnych) oraz ocena różnic występujących między badanymi jednostkami. Rozważania prowadzono dla lat 1991, 2001 i 2011 według województw, odrębnie dla populacji kobiet i mężczyzn. Pozwoli to na weryfikację następujących hipotez badawczych:

- 1) województwa o podobnym stopniu zaawansowania starości demograficznej tworzą zwarte przestrzennie obszary (wspólna co najmniej jedna granica);
- 2) wschodnia część kraju odznacza się wyższym stopniem zaawansowania starości demograficznej aniżeli jego część zachodnia;
- 3) delimitacja obszarów podobnych nie różni się w populacji kobiet i mężczyzn.

Prowadzone rozważania przedstawiają propozycję nowego pomiaru przestrzennego zróżnicowania starości demograficznej, a także stanowią podstawę do oceny zmian struktury ludności. Wiedza w tym zakresie jest niezbędna do poprawnego formułowania polityki społeczno-gospodarczej w regionach — zwłaszcza w zakresie polityki społecznej oraz ochrony zdrowia.

METODA ANALIZY

W prowadzonych rozważaniach do porównań przyjęto województwo. Jest to region administracyjny kraju stanowiący podstawową jednostkę organizacji przestrzennej kraju (Chojnicki, 1996; Czyż, 2002). W analizie za zmienne objaśniające natężenie oraz proces starzenia się ludności przyjęto odsetek osób w pięcioletnich grupach wieku (dwadzieścia zmiennych). Każda z proponowanych cech w istotny sposób wpływa na ocenę stopnia tego procesu, ale ich wkład w natężenie i dynamikę starzenia się ludności jest nieco inny. Dlatego też przyporządkowano im wagi według zasady — im starsza grupa wieku, tym wyższa wartość wagi. Wagi wyznaczają liczby naturalne w taki sposób, aby odległość między kolejnymi ich wartościami była taka sama i wynosiła jeden. Do przestrzennej typologii podobnych regionów wykorzystano metodę aglomeracyjną. W metodzie tej w pierwszym kroku wyznacza się średnią arytmetyczną ze wszystkich zmiennych z_i (gdzie i to liczba zmiennych) należących do danego zbioru obiektów O_j (gdzie j to liczba województw), a następnie oblicza się odległość d_{ij} między tak wyznaczoną przeciętną a obiektami (lub skupieniami obiektów) przy wykorzystaniu metryki euklidesowej, według wzoru

$$d_{ij} = \left[\sum_{k=1}^k (z_{ik} - z_{jk})^2 \right]^{1/2}, \text{ gdzie } k \text{ to maksymalna liczba obiektów (zmiennych).}$$

W kolejnym kroku odległości te są sumowane w każdym wyodrębnionym zbiorze obiektów. Jednostki (lub skupienia) są podobne, jeżeli suma odległości między obiektami wchodzącymi w skład danej grupy jest najmniejsza. W efekcie końcowym utworzone zostaje jedno skupienie, które nie może być podzielone, ale może składać się z wielu odrębnych skupień. Metoda ta jednak nie pozwala na bezpośrednią ocenę stopnia zaawansowania starości demograficznej w wyodrębnionych w ten sposób grupach województw. Do analizy wprowadzono zatem dodatkowy hipotetyczny obiekt, który odznacza się regresywną strukturą wieku ludności (odwrócona piramida wieku). Im skupienie jest bardziej oddalone od tego obiektu, tym odznacza się ono młodszą strukturą ludności według wieku.

Obliczając odległość między obiektami można określić skalę regionalnej intensywności tego zjawiska — im większa jest ta odległość, tym gorsza sytuacja w porównaniu do pozostałych województw. W artykule wykorzystano kombinatoryczną technikę grupowania obiektów metodą Warda. Ostatni krok w prowadzonej analizie wyodrębniania jednorodnych grup województw polega na sprawdzeniu poprawności tych podziałów. W tym celu wyznaczono odpowiednie miary odległości wewnątrzgrupowych i międzygrupowych. Im niższe wartości wyznaczonych miar, tym w pierwszym przypadku wyższa ocena poprawności uzyskanego podziału, a w drugim — gorsza.

Do oceny stopnia podobieństwa wewnątrzgrupowego skorzystano ze wzoru $d_{pp} = \frac{1}{n_p(n_p-1)} \sum_{O_i \in A_p} \sum_{O_j \in A_p} d(O_i, O_j)$, gdzie n_p to liczba obiektów należących do danego skupienia, a $d(O_i, O_j)$ określa odległość między skupieniami. Im mniejsze wartości tej miary, tym większe podobieństwo między analizowanymi obiektami.

Z kolei do oceny stopnia podobieństwa międzygrupowego użyto miarę daną wzorem $d_{pq} = \frac{1}{n_p n_q} \sum_{O_i \in A_p} \sum_{O_j \in A_q} d(O_i, O_j)$. W tym przypadku wyższe wartości

wskazują na mniejsze podobieństwo między wyodrębnionymi skupiskami (Pociecha i in., 1988; Nowak, 1990; Grabiński, 1992; Grabiński i in., 1989; Młodak, 2006). W artykule wykorzystano dane o ludności według pięcioletnich grup wieku zaczerpnięte ze stron internetowych Eurostatu¹. Wszystkie analizy statystyczne zostały wykonane przy użyciu programu komputerowego Statistica.

TYPOLOGIA WOJEWÓDZTW

Wykorzystanie metody aglomeracyjnej pozwoliło na wyodrębnienie regionów podobnych oraz ocenę stopnia zaawansowania starości demograficznej. Linia podziału obiektów na jednorodne grupy określana jest umownie, jednak wska-

¹ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database> (dostęp 12.03.2014 r.).

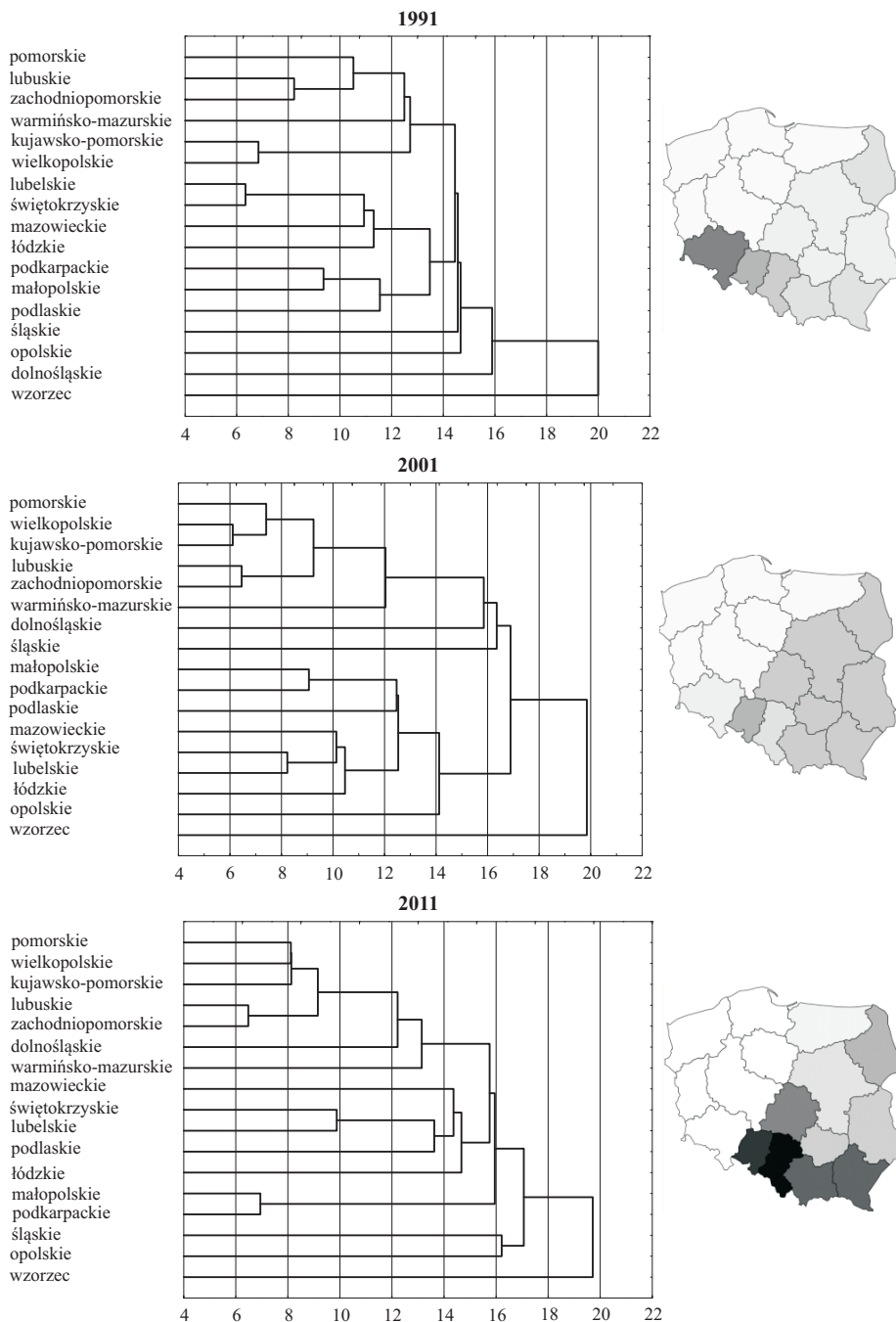
zane jest, aby przecinała ona relatywnie małą liczbę powiązań. Przyjęto więc, że określa ją wartość bliska 14 na osi OX , na której zaznaczono odległości między kolejnymi węzłami. Miary podobieństwa wewnątrzgrupowego wskazują na relatywnie duże podobieństwo obiektów należących do danego skupiska, natomiast miary podobieństwa międzygrupowego na względnie małe wartości między wyodrębnionymi zbiorami obiektów. Jednocześnie wartości średniej odległości wewnątrzgrupowej są wielokrotnie niższe aniżeli dla międzygrupowej, co wskazuje, że grupowanie województw wykonane zostało poprawnie².

W populacji kobiet obserwujemy relatywnie duże przestrzenne zróżnicowanie struktur wieku, które dodatkowo zwiększa się. W 1991 r. można było wyodrębnić sześć grup województw podobnych, przy czym trzy z nich są wieloelementowe, a kolejne trzy — jednoelementowe. Równocześnie część Polski południowej i wschodniej charakteryzowała się znacznym zróżnicowaniem tych struktur i dodatkowo były one starsze, czyli bliższe wzorcowi aniżeli miało to miejsce w pozostałej części kraju. Dekadę później nieco zmalała liczba skupisk, wzrosła zatem liczba województw podobnych. Zaobserwowano bowiem pięć takich grup, z tym że trzy były jednoelementowe. Nadal część Polski zachodniej odznaczała się znacznie młodszą strukturą wieku aniżeli jej część wschodnia. W 2011 r. o jednorodności struktur wieku ludności możemy mówić jedynie w przypadku województw położonych w zachodniej części kraju. W Polsce wschodniej zróżnicowanie województw było bardzo wyraźne i dodatkowo wzrosło w porównaniu do lat poprzednich, ponieważ można było wyodrębnić z nich osiem grup, przy czym sześć skupisk to zbiory jednoelementowe. Jednocześnie w Polsce południowej stopień zaawansowania starości demograficznej był wyraźniejszy aniżeli w jej części wschodniej (wykr. 1).

W przeciwieństwie do populacji kobiet, w zbiorowości mężczyzn przestrzenne zróżnicowanie struktur wieku nie było aż tak istotne oraz zmieniało się nieznacznie. W roku 1991 możemy bowiem wyodrębnić jedynie cztery skupienia, z tym że dwa z nich były wieloelementowe i dwa — dwuelementowe. Jednocześnie Polska południowa charakteryzowała się znacznie bardziej zbliżoną strukturą wieku do struktury progresywnej aniżeli część wschodnia kraju, a zwłaszcza część zachodnia. Dekadę później również występowały cztery skupienia, ale dwa z nich były jednoelementowe. Jednocześnie rozkład województw według struktur wieku nie uległ zasadniczej zmianie. W 2011 r. nadal obserwowano cztery skupienia, w tym jedno jednoelementowe i jedno dwuelementowe. Większość obszaru Polski charakteryzowała się podobną strukturą wieku mężczyzn. Do wyjątków należały województwa mazowieckie, opolskie i śląskie. Województwa te odznaczały się nieco starszą strukturą wieku w stosunku do pozostałych, co oznacza, że stawały się pod tym względem nieco bardziej do siebie podobne (wykr. 2).

² Średnie odległości wewnątrzgrupowe nie przekroczyły wartości 0,3, a odległości międzygrupowe były wyższe niż 0,7.

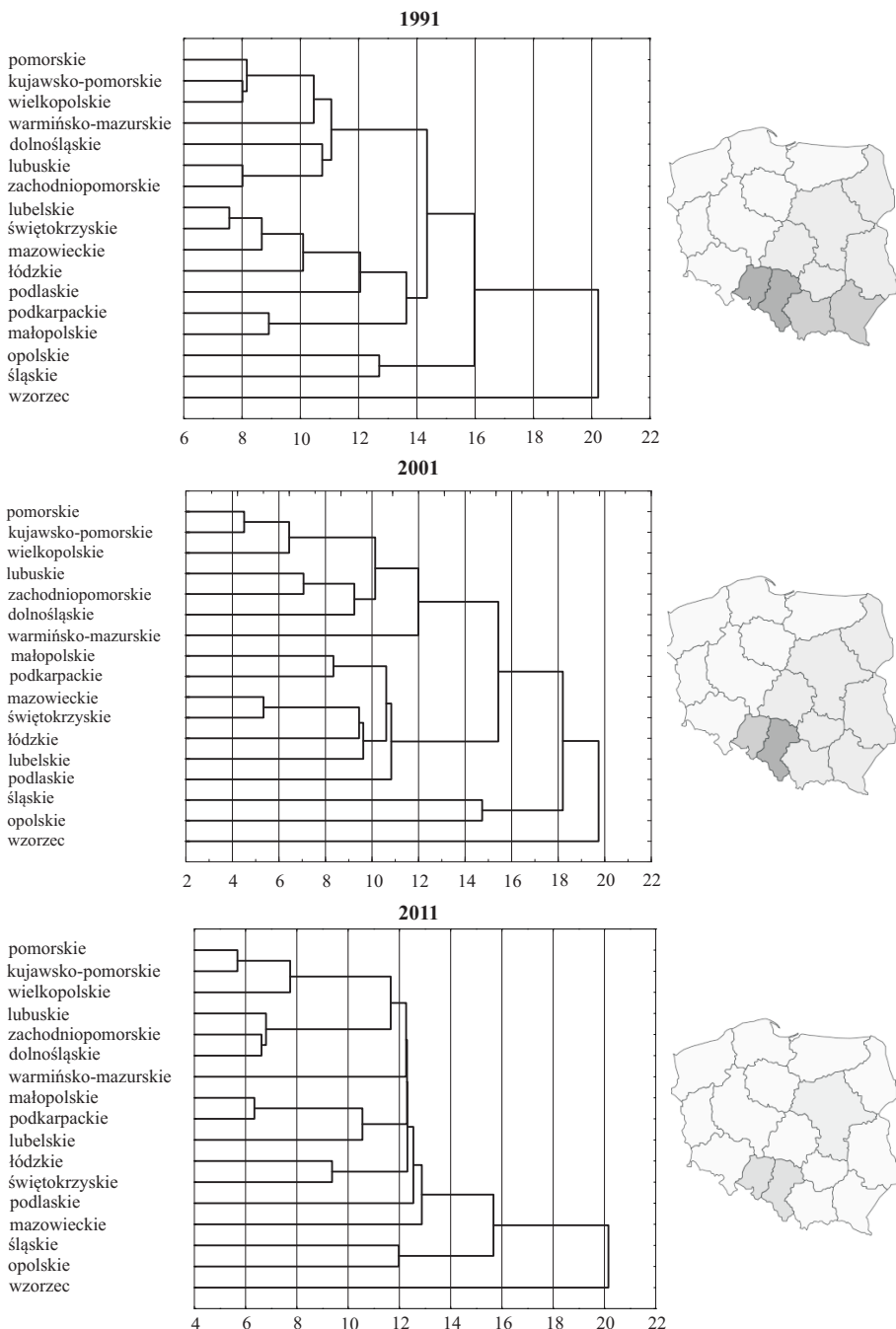
Wykr. 1. WSKAŹNIKI STRUKTURY WIEKU KOBIEŃ WEDŁUG WOJEWÓDZTW ORAZ GRUPY WOJEWÓDZTW PODOBNYCH



U w a g a. Na kartogramach im kolor ciemniejszy, tym struktura ludności bardziej zbliżona do wzorca.

Ź r ó d ł o: dane Eurostatu.

Wykr. 2. WSKAŹNIKI STRUKTURY WIEKU MĘŻCZYZN WEDŁUG WOJEWÓDZTW ORAZ GRUPY WOJEWÓDZTW PODOBNYCH



U w a g a. Na kartogramach im kolor ciemniejszy, tym struktura ludności bardziej zbliżona do wzorca.
Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Reasumując, w populacji kobiet stopień zaawansowania starości demograficznej nieco odmiennie kształtował się w różnych częściach kraju i obserwowano wzrost tego zróżnicowania, ale dotyczyło to wschodniej części kraju. Z kolei w populacji mężczyzn notowano tendencję do ujednoczenia się tych struktur. Jednocześnie w przypadku obu populacji wschodnia część Polski odznaczała się strukturami wieku bardziej zbliżonymi do struktury regresywnej aniżeli jej część zachodnia. Wyjątek stanowił rok 2011 w odniesieniu do zbiorowości mężczyzn, kiedy to przeważająca większość województw miała zbliżoną strukturę wieku.

Zakończenie

W artykule przedstawiono opis przestrzennego zróżnicowania stopnia zaawansowania starości demograficznej przy wykorzystaniu metody aglomeracyjnej (delimitacja obszarów podobnych) oraz ocenę, jak dalece w tym procesie różnią się między sobą badane jednostki przestrzenne. Rozważania prowadzone były dla lat 1991, 2001 i 2011 według województw oraz odrębnie dla populacji kobiet i mężczyzn. Przeprowadzone rozważania nie pozwoliły na potwierdzenie wszystkich postawionych na wstępie hipotez.

Próbując wyjaśnić różnice w natężeniu starości demograficznej oraz w jej dynamice w różnych częściach kraju należy odnieść się do tych procesów demograficznych, które bezpośrednio wpływają na strukturę ludności według wieku, czyli płodności, umieralności oraz ruchu wędrownego ludności. Wiadomo, że spadek natężenia urodzeń wpływa na starzenie się struktur wieku ludności. Spadek współczynników umieralności w młodszych grupach wieku odmładza tę strukturę, ale spadek natężenia umieralności w starszych grupach wieku ją postarza. Dodatkowo saldo migracji wśród osób młodych odmładza zaś strukturę wieku ludności, ale ujemne saldo postarza ją. Odwrotnie sytuacja przedstawia się w przypadku migrantów ze starszych grup wieku.

Z raportów o sytuacji demograficznej Polski przygotowywanych co dwa lata przez Rządową Komisję Ludnościową³ wynika, że płodność, umieralność oraz migracje mają wyraźny wymiar przestrzenny. Ocena ich wpływu na stopień zaawansowania starości demograficznej w województwach nie jest jednakże taka prosta, wymaga bowiem szeregu symulacji. Spostrzeżenie to może stanowić punkt wyjścia do bardziej pogłębionych analiz w tym zakresie.

dr Małgorzata Podogrodzka — *SGH*

³ <http://bip.stat.gov.pl/organizacja-statystyki-publicznej/rzadowa-rada-ludnosciowa/publikacje-rzadowej-rady-ludnosciowej/>.

LITERATURA

- Abramowska-Kmon A. (2011), *O nowych miarach zaawansowania procesu starzenia się ludności*, „Studia Demograficzne”, nr 1 (159), s. 3—33.
- Błędownski P. (1998), *Samodzielność osób starszych jako zadanie polityki społecznej*, „Gerontologia Polska”, nr 6, s. 3 i 4.
- Błędownski P. (2002), *Lokalna polityka społeczna wobec ludzi starych*, SGH.
- Chojnicki Z. (1996), *Region w ujęciu geograficzno-systemowym*, [w:] Czyż T. (red.), *Podstawy regionalizacji geograficznej*, Poznań, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, s. 7—43.
- Cieślak M. (2004), *Pomiar procesu starzenia się ludności*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (146), s. 3—16.
- Clarke J. I. (1965), *Population geography*, Pergamon Press, Oxford, s. 164.
- Czyż T. (2002), *Zastosowanie modelu potencjału w analizie zróżnicowania regionalnego Polski*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2 i 3, s. 24—28.
- d’Albis H., Collard F. (2013), *Age groups and the measure of population aging*, „Demographic Research”, Vol. 29, s. 617—640.
- Długosz Z. (1997), *Stan i dynamika starzenia się ludności Polski*, „Czasopismo Geograficzne”, t. 68 (2), s. 227—232.
- Długosz Z. (1998), *Próba określenia zmian starości demograficznej Polski w ujęciu przestrzennym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 15—25.
- Frączak E. (2002), *Proces starzenia się ludności Polski*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (142), s. 3—28.
- Grabiński T. (1992), *Metody taksonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (1989), *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, PWN, Warszawa.
- Kondrat W. (1972), *Zmiany w strukturze ludności według płci i wieku w latach 1950, 1960, 1970*, „Studia i Prace Statystyczne”, nr 40.
- Kosiński L. (1967), *Geografia ludności*, PWN, Warszawa.
- Kot S. M., Kurkiewicz J. (2004), *The new measures of the population ageing*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (146), s. 17—29.
- Kowaleski J. T. (red.) (2006), *Ludzie starzy w polskim społeczeństwie w pierwszych dekadach XXI wieku*, Uniwersytet Łódzki.
- Kowaleski J. T. (2011), *Przestrzenne zróżnicowanie starzenia się ludności Polski: przyczyny, etapy, następstwa*, Uniwersytet Łódzki.
- Kowaleski J. T., Szukalski P. (red.) (2004), *Nasze starzejące się społeczeństwo. Nadzieje i zagrożenia*, Uniwersytet Łódzki.
- Kowaleski J. T., Szukalski P. (red.) (2006), *Starość i starzenie się jako doświadczenie jednostek i zbiorowości ludzkich*, Uniwersytet Łódzki.
- Kurek S. (2004), *The spatial distribution of population ageing in Poland in the years 1988—2001*, „Bulletin of Geography”, No. 2, s. 65—76.
- Kurek S. (2008), *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, Akademia Pedagogiczna w Krakowie, „Prace Monograficzne”, nr 497, Kraków.
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zajac K. (1988), *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Podogrodzka M. (2014), *Przestrzenne zróżnicowanie ludności według wieku w Polsce w 1991—2010*, [w:] Rączaszek A., Koczur W. (red.), *Polityka społeczna wobec przemian demograficznych*, „Studia Ekonomiczne”, nr 167, UE w Katowicach, s. 62—76.

- Potrykowska A. (2003), *Przestrzenne zróżnicowanie procesu starzenia się ludności i migracji osób w starszym wieku w Polsce*, „Przegląd Geograficzny”, nr 1, s. 41—59.
- Rosset E. (1959), *Proces starzenia się ludności. Studium demograficzne*, Polskie Wydawnictwa Gospodarcze, Warszawa.
- Rosset E. (1967), *Ludzie starzy. Studium demograficzne*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Rowland D. T. (1996), *Population momentum as a measure of aging*, „European Journal of Population”, No. 12, s. 41—61.
- Sanderson W., Scherbov S. (2005), *Average remaining lifetimes can increase as human populations age*, „Nature”, No. 435, s. 811—813.
- Sanderson W., Scherbov S. (2007), *A new perspective on population ageing*, „Demographic Research”, No. 16 (2), s. 27—58.
- Urbaniak B. (1998), *Spoleczno-ekonomiczne skutki starzenia się społeczeństw*, [w:] Frąckiewicz L. (red.), *Przeobrażenia demograficzne kraju i ich konsekwencje dla polityki społecznej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, s. 89—100.
- Wieniecki I. G. (1981), *Starzenie się ludności i metody statystyczne jego pomiaru*, [w:] *Metody statystyczne w demografii*, PWN, Warszawa, s. 76—90.
- World Population Prospects: The 2004 Revision* (2005), ONZ, UN Department of Economic and Social Affairs, Population Division, New York.

Summary. *In the assessment of the demographic age and ageing a lot of measures are being exploited. Among the most commonly used may be mentioned those which express the relationship between the number of people in two age groups (the elderly and the general population or younger age group). Rarely are used such measures, which take into account all the age structure of the population. The article presents a new method to analyze spatial diversity of the population age structure using the method of agglomeration with the Euclidean metric. The test objects were the voivodships (provinces), and the explanatory variables were five-year age groups (20 variables). In addition, a hypothetical business was introduced, which has a regressive age structure. Its introduction allowed for an evaluation of how the test regions differ not only among themselves, but also how far they deviate from the pattern of development of the Polish population. Considerations were conducted separately for men and women and the 1991, 2001, 2011.*

Keywords: structure of the population, demographic old age, ageing of the population.

Резюме. *В оценке степени продвижения демографического старения используются многие меры. Среди чаще всего используемых можно назвать эти, которые представляют отношение между числом лиц в двух возрастных группах (пожилые люди и общее число населения или младшая возрастная группа). Редко используются такие меры, которые учитывают полную возрастную структуру населения. В статье был представлен новый способ анализа пространственной дифференциации возрастных структур населения с использованием агломерационного*

метода с евклидовой метрикой. Обследуемыми объектами были воеводства, а переменными объясняющими пятилетние группы возраста (20 переменных). Кроме того был использован гипотетический объект, который характеризуется регрессивной структурой возраста. Его введение позволило оценить, как обследуемые районы отличаются не только друг от друга, но также насколько отличаются от стандартов развития населения Польши. Обсуждения проводились отдельно для женского населения и мужского населения и для 1991, 2001, 2011 гг.

Ключевые слова: структура населения, демографическое старение, старение населения.

**Agnieszka KOZERA, Romana GŁOWICKA-WOŁOSZYN,
Feliks WYSOCKI**

Samodzielność finansowa gmin wiejskich w woj. wielkopolskim¹

Streszczenie. *Samodzielność finansowa stanowi ważny czynnik rozwoju społeczno-gospodarczego, zwłaszcza obszarów wiejskich. Gminy wiejskie, głównie położone peryferyjnie do większych ośrodków miejskich, charakteryzuje znacznie niższy potencjał dochodowy. Oznacza to jednocześnie niższy poziom samodzielności finansowej gmin wiejskich, co w rezultacie może stanowić barierę wielofunkcyjnego rozwoju obszarów wiejskich. Problem ten stanowi priorytet w polityce Unii Europejskiej. Celem głównym artykułu jest syntetyczna ocena poziomu samodzielności finansowej gmin wiejskich woj. wielkopolskiego w 2013 r. Podstawę informacyjną przeprowadzonych badań, przy wykorzystaniu do oceny kondycji finansowej gmin metody TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution), stanowiły dane pochodzące z GUS (Bank Danych Lokalnych — Finanse publiczne za 2013 r.) oraz Ministerstwa Finansów (Wskaźniki do oceny sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego w latach 2011—2013).*

Słowa kluczowe: samodzielność finansowa, gminy wiejskie, metoda TOPSIS.

Samodzielność jednostek samorządu terytorialnego (JST), rozpatrywana w ujęciu finansowym², jest związana z możliwością swobodnego decydowania przez organy samorządu gminnego o uzyskiwaniu dochodów i przychodów, rozmiarach i kierunkach wydatków i rozchodów oraz opracowywaniu i wykonaniu budżetu gminy³. Jest ona warunkiem samorządności, a mocne i trwałe finanse są postawą lokalnego rozwoju społeczno-gospodarczego, zwłaszcza obszarów

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji naukowej pt. *Rola środowisk naukowych, samorządowych i służb statystyki publicznej we wzmacnianiu pozytywnego wizerunku statystyki*, zorganizowanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie w dniach 23 i 24 marca 2015 r.

² Samodzielność finansową jednostek samorządu terytorialnego rozpatruje się w ujęciu prawnym, politycznym, gospodarczym, organizacyjnym oraz finansowym — Heller, Farelnek (2013), s. 81; Zawora (2010), s. 137.

³ Surówka (2013), s. 21—27; Patrzalek (2010), s. 68; Głowicka-Wołoszyn, Wysocki (2014), s. 35.

wiejskich. Poziom samodzielności finansowej wpływa bezpośrednio na rozwój społeczno-gospodarczy gmin⁴, a jego wymiernym wskaźnikiem jest poziom życia mieszkańców, który jest nadal znacznie niższy w gminach wiejskich aniżeli w pozostałych typach gmin. Równocześnie w rozwoju społeczno-gospodarczym gmin wiejskich występuje znaczne zróżnicowanie. Zdecydowanie wyższym poziomem rozwoju charakteryzują się gminy wiejskie o najwyższych dochodach własnych *per capita* oraz o najwyższym ich udziale w wydatkach ogółem. Samodzielność finansowa JST jest więc warunkiem trwałego i zrównoważonego rozwoju społeczno-gospodarczego regionu, wpływa jednocześnie na wielofunkcyjny rozwój obszarów wiejskich, co jest jednym z głównych celów Unii Europejskiej (UE) w zakresie rozwoju obszarów wiejskich. Jednakże gminy wiejskie charakteryzuje nadal znacznie niższy potencjał samodzielności finansowej w odniesieniu do gmin miejskich oraz miejsko-wiejskich⁵.

Celem artykułu jest syntetyczna ocena poziomu samodzielności finansowej gmin wiejskich w woj. wielkopolskim w 2013 r. na podstawie wartości cząstkowych wskaźników samodzielności finansowej gmin publikowanych przez Ministerstwo Finansów (*Wskaźniki do oceny sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego w latach 2011–2013*) oraz GUS (*Bank Danych Lokalnych — Finanse publiczne* za 2013 r.).

PRZEDMIOT, ZAKRES I METODY BADAWCZE

Badania nad samodzielnością finansową gmin wiejskich w woj. wielkopolskim przeprowadzono w dwóch etapach. Pierwszy etap miał charakter ogólny i obejmował analizę, na podstawie cząstkowych wskaźników, stopnia samodzielności finansowej gmin woj. wielkopolskiego według typów administracyjnych w 2013 r. (w podziale na gminy wiejskie, miejsko-wiejskie i miejskie). Do określenia samodzielności finansowej gmin przyjęto wskaźniki cząstkowe przedstawione w zestawieniu.

ZESTAWIENIE WSKAŹNIKÓW SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ W JTS

Zmienne	Określenie wskaźnika (cechy)	Formuła wskaźnika
X_1 — <i>WSFW I</i>	samodzielność finansowa (wydatkowa) pierwszego stopnia w %	$WSFW_1 = \frac{DW}{DO} \cdot 100$
X_2 — <i>WSFW II</i>	samodzielność finansowa (wydatkowa) drugiego stopnia w %	$WSFW_2 = \frac{DW+SO}{DO} \cdot 100$
X_3 — <i>WDWM</i>	poziom dochodów własnych w zł na mieszkańca	$WDWM = \frac{DW}{LM}$

⁴ Pomiędzy kondycją finansową samorządów gminnych (kwantyfikowaną poziomem samodzielności finansowej), a poziomem rozwoju lokalnego (rozumianego jako kompleks ilościowych i jakościowych przeobrażeń dotyczących poziomu życia mieszkańców oraz funkcjonowania podmiotów gospodarczych) istnieje sprzężenie zwrotne, na co wskazują m.in. — Sobczyk (2010), s. 125—136; Zalewski (2009), s. 183.

⁵ Heller, Farelnik (2013), s. 92.

ZESTAWIENIE WSKAŹNIKÓW SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ W JTS (dok.)

Zmienne	Określenie wskaźnika (cechy)	Formuła wskaźnika
X_4 — <i>WBF</i>	bogactwo fiskalne w zł na mieszkańca	$WBF = \frac{DP}{LM}$
X_5 — <i>WAP</i>	autonomia podatkowa w %	$WAP = \frac{DP}{DB} \cdot 100$
X_6 — <i>WFIP</i>	finansowa ingerencja państwa w %	$WFIP = \frac{DT}{DO} \cdot 100$
X_7 — <i>WSF</i>	samofinansowanie	$WS = \frac{NO + DM}{WM}$
X_8 — <i>WWIWO</i>	udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem w %	$WWI = \frac{WI}{WO} \cdot 100$

U w a g a. *DW* — dochody własne, *DO* — dochody ogółem, *SO* — subwencja ogólna, *DB* — dochody bieżące (dochody budżetowe niebędące dochodami majątkowymi), *DP* — dochody podatkowe (suma podatku rolnego, leśnego, od nieruchomości, od środków transportowych, od czynności cywilnoprawnych, dochodów z karty podatkowej, wpływów z opłaty eksploatacyjnej), *DT* — dochody transferowe (razem dotacje celowe i subwencja ogólna), *NO* — nadwyżka operacyjna, *DM* — dochody majątkowe, *WM* — wydatki majątkowe, *LM* — liczba mieszkańców, *WI* — wydatki inwestycyjne, *WO* — wydatki ogółem.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: Głowicka-Wołoszyn, Wysocki (2014), Zawora (2010), Dylewski i in. (2004), Wang i in. (2007), Trussel, Patrick (2009), Heller (2006), Heller, Farelnik (2013).

Jednoznaczna ocena stopnia samodzielności finansowej jednostek samorządu terytorialnego (tzn. niezależności dochodowej i wydatkowej samorządu od budżetu państwa) nie jest łatwa z uwagi na różne płaszczyzny, w których może być rozpatrywana oraz ze względu na dużą liczbę wskaźników samodzielności finansowej. Analiza wskaźnikowa, choć jest użytecznym narzędziem oceny sytuacji finansowej jednostek samorządu lokalnego, może sprawiać problemy w formułowaniu ogólnych wniosków. Dlatego też w drugim etapie badań przeprowadzono syntetyczną ocenę samodzielności finansowej gmin wiejskich woj. wielkopolskiego przy zastosowaniu metody TOPSIS (*Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution*), która służy do porządkowania liniowego badanych obiektów na podstawie wartości cechy agregatowej⁶. Podstawę tej części badań stanowiły budżety 117 gmin wiejskich woj. wielkopolskiego.

Konstrukcja cechy (miernika) syntetycznej poziomu samodzielności finansowej JST przebiegała w kilku etapach (Wysocki, 2010):

Etap 1. Dokonanie doboru wskaźników cząstkowych samodzielności finansowej JST. Zbiór potencjalnych cech diagnostycznych, ustalony na podstawie kryteriów merytorycznych (zestawienie), poddano weryfikacji ze względu na wartość informacyjną, uwzględniając potencjał informacyjny cech (stopień ich skorelowania z innymi cechami) oraz zdolność dyskryminacyjną (czyli ich

⁶ Wysocki (2010), s. 156 i 157.

zmiennosc̄ względem badanych obiektów)⁷. Na podstawie analizy wartości współczynników zmienności cech oraz elementów diagonalnych macierzy odwrotnej do macierzy współczynników korelacji między cechami, z badań usunięto cechy X_2 , X_4 i X_7 . W rezultacie do dalszych badań przyjęto pięć cech, z których cechę X_6 uznano za destymulantę, natomiast pozostałe cechy za stymulanty⁸ samodzielności finansowej JST.

Etap 2. Przeprowadzenie normalizacji wartości cech diagnostycznych, czyli przekształcenie destymulant w stymulanty oraz sprowadzenie wartości cech do porównywalności za pomocą procedury unitaryzacji zerowanej.

Celem unitaryzacji jest uzyskanie zmiennych o ujednoczonym zakresie wartości cech, definiowanym przez różnicę pomiędzy ich wartościami maksymalnymi i minimalnymi⁹:

$$\text{dla stymulant} \quad z_{ik} = \frac{x_{ik} - \min_i \{x_{ik}\}}{\max_i \{x_{ik}\} - \min_i \{x_{ik}\}}$$

$$\text{dla destymulant} \quad z_{ik} = \frac{\max_i \{x_{ik}\} - x_{ik}}{\max_i \{x_{ik}\} - \min_i \{x_{ik}\}}$$

Etap 3. Ustalenie współrzędnych modelowych wzorca i antywzorca rozwoju. Wartości wzorca (A^+) i antywzorca (A^-) rozwoju definiuje się jako:

$$A^+ = \left(\max_i (z_{i1}), \max_i (z_{i2}), \dots, \max_i (z_{iK}) \right) = (z_1^+, z_2^+, \dots, z_K^+)$$

$$A^- = \left(\min_i (z_{i1}), \min_i (z_{i2}), \dots, \min_i (z_{iK}) \right) = (z_1^-, z_2^-, \dots, z_K^-)$$

Wartości modelowe wzorca i antywzorca ustalono przyjmując odpowiednio wartości maksymalne i minimalne cech (dla stymulant) w zbiorze wszystkich jednostek, bez wartości skrajnie odstających.

⁷ Panek (2009), s. 16—31.

⁸ Przyjęte do badań cechy diagnostyczne mogą mieć różny charakter, co oznacza, że w różny sposób oddziałują na badane zjawisko złożone. Wyróżnia się trzy typy cech: stymulanty i destymulanty — czyli te cechy, których odpowiednio wysokie i niskie wartości w badanych obiektach są pożądane z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska, a także nominanty — cechy, dla których odchylenia wartości w badanym obiekcie od wartości (lub przedziału wartości) uznanych za najkorzystniejsze są niepożądane z punktu widzenia badanego zjawiska (Panek 2009, s. 35—37).

⁹ Panek (2009), s. 37—41.

Etap 4. Obliczenie oddalenia każdego ocenianego obiektu od wzorca i antywzorca rozwoju:

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_k^+)^2} \quad d_i^- = \sqrt{\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_k^-)^2} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Etap 5. Obliczenie wartości cechy syntetycznej:

$$S_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-} \quad 0 \leq s_i \leq 1 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Etap 6. Wyznaczenie na podstawie wartości miernika syntetycznego klas typologicznych samodzielności finansowej gmin wiejskich. Wyodrębnienie klas dla całego zakresu zmienności cechy syntetycznej przeprowadzono w sposób arbitralny, przyjmując następujące przedziały liczbowe miernika według poszczególnych klas: I (bardzo wysoka samodzielność finansowa) — $S_i \in \langle 0,80; 1,00 \rangle$; II (wysoka samodzielność finansowa) — $S_i \in \langle 0,60; 0,80 \rangle$; III (przeciętna samodzielność finansowa) — $S_i \in \langle 0,40; 0,60 \rangle$; IV (niska samodzielność finansowa) — $S_i \in \langle 0,20; 0,40 \rangle$; V (bardzo niska samodzielność finansowa) — $S_i \in \langle 0,00; 0,20 \rangle$.

WYNIKI BADAŃ

Samodzielność finansowa gmin woj. wielkopolskiego według typów administracyjnych

Jednym z podstawowych wskaźników oceny samodzielności finansowej według Hellera¹⁰ jest wysokość dochodów własnych przypadających na mieszkańca oraz ich udział w dochodach ogółem gminy. Wysoki poziom dochodów własnych (w zł *per capita*), jak i ich wysoki udział w dochodach ogółem sprzyjają kształtowaniu przez gminę własnej polityki finansowej, a równocześnie rozwojowi społeczno-gospodarczemu gminy. Z analizy danych przedstawionych w tabl. 1 wynika, że dochody własne gmin wiejskich przypadające na mieszkańca w 2013 r. wyniosły przeciętnie 1176,9 zł i były o blisko 500,0 zł niższe niż osiągnięte przez gminy miejskie. Należy również zauważyć, że gminy wiejskie charakteryzowało najwyższe zróżnicowanie w zakresie samodzielności finansowej ze wszystkich typów administracyjnych gmin (współczynnik zmienności wyniósł 51,8%). W 2013 r. wśród gmin wiejskich woj. wielkopolskiego najniż-

¹⁰ Heller (2006), s 138.

szy poziom dochodów własnych przypadających na mieszkańca (616,7 zł) uzyskała gmina Grodziec, położona w trzecim pierścieniu wokół miasta Konina (liczącego blisko 80 tys. mieszkańców), natomiast najwyższy (ponad 4660,0 zł) osiągnęła gmina Suchy Las, znajdująca się w pierwszym pierścieniu wokół miasta Poznania (ponad 550 tys. mieszkańców).

Dochody własne są ważnym wyznacznikiem samodzielności wydatkowej JST. Zgodnie z Europejską Kartą Samorządu Terytorialnego *społeczności lokalne mają prawo, w ramach narodowej polityki gospodarczej, do posiadania własnych wystarczających zasobów finansowych, którymi mogą swobodnie dysponować w ramach wykonywania swych uprawnień*¹¹. Gminy wiejskie, w relacji do gmin miejsko-wiejskich oraz miejskich, charakteryzuje najwyższe zróżnicowanie w zakresie udziału dochodów własnych w dochodach ogółem oraz najniższy ich przeciętny poziom. W 2013 r. wskaźnik samodzielności finansowej (wydatkowej) pierwszego stopnia dla gmin wiejskich wyniósł przeciętnie 37,0%, dla gmin miejsko-wiejskich — blisko 45,0%, natomiast dla gmin miejskich — ponad 60,0%. Gminy miejskie charakteryzowały się równocześnie najniższym zróżnicowaniem w tym zakresie (12,9%).

Należy zauważyć, że udział dochodów własnych w dochodach ogółem większości gmin wiejskich woj. wielkopolskiego (w czterech na pięć gmin wiejskich) stanowił mniej niż połowę budżetu jednostki. Sytuacja ta wynika z niższego, w stosunku do gmin miejsko-wiejskich i miejskich, poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego gmin wiejskich, spowodowanego niekorzystną sytuacją demograficzną (ujemne saldo migracji, niska gęstość zaludnienia) oraz niską skalą aktywności gospodarczej. Wśród gmin wiejskich najniższy udział dochodów własnych w dochodach ogółem (nieprzekraczający 20,0%) notowano w gminie Grodziec, reprezentującej typ rolniczy, natomiast najwyższy (przekraczający 75,0%) — w gminach Tarnowo Podgórne, Suchy Las oraz Komorniki, reprezentujących typ rezydencjalno-usługowy. Lokalizacja blisko miasta Poznania wpływa korzystnie na finanse sąsiednich jednostek samorządowych.

Posiadany przez gminę potencjał dochodowy stanowi o sile ekonomicznej JST. Możliwość wydatkowania kształtuje w szczególności wielkość dochodów podatkowych osiągniętych przez gminę, która wyraża stopień bogactwa fiskalnego jednostki. Najbardziej zamożne pod tym względem okazały się gminy miejsko-wiejskie, w których przeciętnie na mieszkańca w roku 2013 przypadało blisko 550,0 zł zgromadzonych podatków, natomiast najmniej zamożne były gminy wiejskie — 495,3 zł. Analizując jednostki z punktu widzenia bogactwa fiskalnego, najzamożniejsza okazała się gmina wiejska Przykona (4662,8 zł *per capita*). Bogactwo dochodowe tej gminy związane było z działalnością na jej terenie przemysłu wydobywczego. Niska zamożność znacznej części gmin wiejskich wynikała przede wszystkim z ich peryferyjnego położenia w stosunku do

¹¹ Art. 9 *Europejskiej Karty Samorządu Terytorialnego* sporządzonej w Strasburgu 15 października 1985 r., Dz. U. 1994 Nr 124, poz. 607.

dużych ośrodków miejskich oraz z dominacji funkcji rolniczej na tych obszarach, a także niekorzystnych, z punktu widzenia kondycji finansowej JST, zasad opodatkowania rolnictwa¹².

Potwierdzeniem niekorzystnej sytuacji finansowej gmin wiejskich, rozpatrywanej pod kątem samodzielności finansowej, są wysokie wartości wskaźników finansowej ingerencji państwa w tych gminach (stanowiące przeciętnie blisko 60,0%) w porównaniu do gmin miejsko-wiejskich (48,9%) i gmin miejskich (38,3%). Wśród gmin wiejskich województwa najniższym udziałem dochodów transferowych w dochodach ogółem (poniżej 25,0%) cechowały się samorządy o wysokiej autonomii podatkowej (gminy: Komorniki, Suchy Las, Tarnowo Podgórne, Przykona oraz Powidz). Należy podkreślić, że wśród 75,0% ogółu gmin wiejskich województwa udział dochodów transferowych w dochodach ogółem stanowił ponad 50,0%, podczas gdy wśród gmin miejsko-wiejskich taką sytuację notowano w 43 gminach, stanowiących 48,0% ogółu gmin miejsko-wiejskich woj. wielkopolskiego.

Jak zauważa Zawora, za istotny miernik samodzielności finansowej uznaje się również udział wydatków inwestycyjnych samorządów gminnych w ich wydatkach ogółem. Analiza jego wartości pozwala wnioskować o swobodzie gospodarowania samorządowymi środkami finansowymi. W pierwszej kolejności władze rządowe zobowiązane są do zaspokajania bieżących potrzeb lokalnych, poprzez zapewnienie odpowiedniego poziomu świadczonych usług oraz utrzymania posiadanych zasobów infrastrukturalnych. Na cele rozwojowe (wydatki inwestycyjne) samorządy gminne mogą przeznaczyć pozostałe środki finansowe. Udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem świadczy o sile finansowej samorządów oraz o ich możliwościach rozwojowych. Posiadanie środków finansowych na inwestycje warunkuje dalszy rozwój gminy. Według Zawory (2010) szeroki zakres realizowanej przez samorządy gminne działalności bieżącej, przy niewystarczającym poziomie dochodów, jest jednym z podstawowych czynników ograniczających zakres samodzielności samorządów gminnych.

¹² Obecny system opodatkowania rolnictwa, tj. gruntowy podatek rolny, którego podstawowe zasady opracowano w 1984 r., obowiązuje (w praktycznie niezmienionej postaci) od 1985 r. Dochody z działalności rolniczej w Polsce, w przeciwieństwie do większości krajów UE, nie podlegają opodatkowaniu podatkiem dochodowym, co wynika z art. 2, ust. 1 ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych. Jedynym powszechnym podatkiem obciążającym gospodarstwa rolne jest podatek rolny (stanowiący podatek majątkowy), którego podstawą opodatkowania są hektary przeliczeniowe gruntów (zwolnione są z niego budynki i budowle związane z prowadzeniem działalności rolniczej oraz niektóre grunty rolne, m.in. o bardzo niskiej jakości). Stawką podatku rolnego dla 1 ha przeliczeniowego jest równowartość pieniężna 2,5 q żyta (którego średnia cena jest co roku ogłaszana przez prezesa GUS). Gminy mogą jednocześnie obniżyć stawkę podatku rolnego w formie uchwały, z czego korzystają. Taka konstrukcja podatku rolnego w bardzo niewielkim stopniu powiązana jest z rzeczywistą wartością produkcji i dochodu, które generowane są przez zasoby ziemi. Podatek rolny uznawany jest za mało wydajny, a przede wszystkim nie sprzyja przemianom strukturalnym w rolnictwie (*Uwarunkowania...*, 2014, s. 11 i 12).

TABL. 1. KSZTAŁTOWANIE SIĘ WARTOŚCI WYBRANYCH WSKAŹNIKÓW SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ W GMINACH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO WEDŁUG TYPÓW ADMINISTRACYJNYCH W 2013 R.

Wyszczególnienie <i>a</i> — minimum <i>b</i> — mediana <i>c</i> — maksimum <i>d</i> — współczynnik zmienności w %	Gminy		
	wiejskie	miejsko-wiejskie	miejskie ¹
<i>WDWM</i>	<i>a</i> 616,7	602,1	1438,1
	<i>b</i> 1176,9	1344,8	1669,4
	<i>c</i> 4662,8	3681,8	2554,6
	<i>d</i> 51,8	36,0	18,9
<i>WSFWI</i>	<i>a</i> 19,5	21,2	47,7
	<i>b</i> 37,0	44,9	60,7
	<i>c</i> 80,1	79,0	76,5
	<i>d</i> 33,3	27,9	12,9
<i>WBF</i>	<i>a</i> 171,0	197,0	394,7
	<i>b</i> 495,3	554,5	525,9
	<i>c</i> 3434,0	2714,1	911,6
	<i>d</i> 72,5	51,8	23,8
<i>WAP</i>	<i>a</i> 5,5	7,5	12,8
	<i>b</i> 17,2	21,5	19,7
	<i>c</i> 57,1	54,9	27,3
	<i>d</i> 44,7	34,5	20,7
<i>WFIP</i>	<i>a</i> 19,9	19,5	23,1
	<i>b</i> 58,7	48,7	38,3
	<i>c</i> 78,6	74,1	52,3
	<i>d</i> 22,0	25,6	21,2
<i>WWIWO</i>	<i>a</i> 2,1	2,8	3,2
	<i>b</i> 13,3	12,0	11,8
	<i>c</i> 34,7	36,9	24,3
	<i>d</i> 47,8	52,0	40,8

¹ Bez miast na prawach powiatu (Poznań, Leszno, Konin i Kalisz).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z: *Bank...* (2013), *Wskaźniki...* (2014).

Z przeprowadzonych badań (tabl. 1) wynika, że udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem w roku 2013 był najwyższy w gminach wiejskich (13,3%), najniższy zaś w gminach miejskich (11,8%). Gminy wiejskie, jak również gminy miejsko-wiejskie charakteryzowały się znacznym zróżnicowaniem pod tym względem. Wysoki udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem gmin wiejskich wynikał z dużej aktywności tych gmin w uzyskiwaniu środków z UE¹³. Świadczy o tym m.in. najwyższy udział uzyskanych środków unijnych (na finansowanie projektów i programów unijnych) w dochodach gmin wiejskich. Udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem w blisko co czwartej gminie wiejskiej stanowił ponad 20,0%, przy czym najwyższy ich

¹³ Z danych pochodzących z BDL wynika, że w latach 2006—2009 na cele inwestycyjne gminy wiejskie woj. wielkopolskiego uzyskały blisko 25 tys. zł na 1000 mieszkańców, natomiast gminy miejskie (bez miast na prawach powiatu) oraz miejsko-wiejskie tylko odpowiednio 15,5 tys. zł oraz 4,2 tys. zł na 1000 mieszkańców (www.stat.gov.pl/bdl, dostęp: 26.03.2015 r.).

udział notowano w gminach: Kiszkowo (31,4%), Lisków (32,0%) i Miasteczko Krajeńskie (34,7%), natomiast najniższy w gminach: Kuślin (2,1%), Tarnówka (2,7%) i Mieleszyn (3,5%).

Syntetyczna ocena stopnia samodzielności finansowej gmin wiejskich woj. wielkopolskiego

W celu przedstawienia zróżnicowania gmin wiejskich woj. wielkopolskiego pod względem stopnia samodzielności samorządów lokalnych zastosowano miernik syntetyczny, którego wartości obliczono z wykorzystaniem metody TOPSIS. Wyniki przeprowadzonej klasyfikacji typologicznej poziomu samodzielności finansowej gmin wiejskich w 2013 r. przedstawiono w tabl. 2, a rozmieszczenie geograficzne zilustrowano na wykresie. Dla wyodrębnionych klas typologicznych obliczono wewnątrzklasowe wartości wskaźników finansowych wykorzystanych do konstrukcji miary syntetycznej oraz wybrane cechy opisujące uwarunkowania przestrzenno-przyrodnicze, stan wyposażenia infrastrukturalnego oraz sytuację demograficzno-społeczną i gospodarczą badanych gmin.

Klasę I, charakteryzującą się bardzo wysoką samodzielnością finansową samorządów gminnych, utworzyło siedem gmin (Powidz, Komorniki, Tarnowo Podgórne, Suchy Las, Przykona, Dopiewo oraz Czerwonak), stanowiących zaledwie 6,0% ogółu gmin wiejskich województwa. Pięć z nich leży w bezpośrednim sąsiedztwie miasta Poznania (Czerwonak, Dopiewo, Tarnowo Podgórne, Suchy Las i Komorniki). Bliskość ośrodka metropolitarne go zapewnia tym jednostkom korzyści finansowe. W wyniku obserwowanej od kilku lat suburbanizacji¹⁴ rozwija się intensywnie funkcja mieszkalnicwa na obszarach wiejskich, szczególnie w gminach znajdujących się w pierwszym pierścieniu wokół większych ośrodków miejskich. Jak zauważa Majer (2010), w wyniku tego procesu następuje rozwój infrastruktury (m.in. zabudowa mieszkaniowa, połączenia komunikacyjne, obiekty usługowo-handlowe na obszarach podmiejskich), co tworzy tzw. miasta sypialnie, z których mieszkańcy dojeżdżają do pracy w centrum. Wysoka samodzielność finansowa gminy Przykona wynika z działalności kopalni węgla brunatnego, z kolei w przypadku gminy Powidz sytuacja ta związana jest z wysokim poziomem dochodów własnych przypadających na mieszkańca, co wiąże się ściśle z typem funkcjonalnym tej gminy, tj. rolniczo-turystycznym, a także z funkcjonowaniem na jej terenie wojskowej bazy lotniczej.

Z przeprowadzonych badań wynika, że jednostki samorządu terytorialnego tworzące typ I cechowała najwyższa samodzielność finansowa, wyrażona najwyższą samodzielnością wydatkową pierwszego stopnia (*WSFW I* — 74,0%), najwyższym poziomem dochodów własnych przypadających na mieszkańca (*WDWM* — 3574,5 zł), a także minimalną ingerencją finansową państwa (*WFIP* — 25,5%).

¹⁴ Suburbanizacja to proces polegający na wyludnianiu się centrów miejskich i rozwoju zagospodarowania strefy podmiejskiej (Majer, 2010, s. 197—207).

Również wysokim poziomem dochodów własnych *per capita*, a także minimalną ingerencją finansową państwa, a więc wysoką samodzielnością finansową charakteryzowały się gminy: Baranów, Brudzew, Rokietnica, Kaczory, Kościan, Budzyń, Perzów, Kiszkowo, Duszniki, Kazimierz Biskupi, Szydłowo oraz Lipno, które utworzyły klasę II (10,3% ogółu gmin). Część gmin tworzących typ II leży w relatywnie bliskim sąsiedztwie miasta Poznania lub pozostałych miast na prawach powiatu w woj. wielkopolskim, co silnie wpływa na rozwój funkcji mieszkaniowej, a zarazem usługowej na tych obszarach.

Gminy wiejskie o bardzo wysokiej i wysokiej samodzielności finansowej (klasa I i II) w ujęciu bezwzględnym (realnym) oraz względnym (relatywnym) cechowały się najlepszymi uwarunkowaniami infrastrukturalnymi pod względem odsetka ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej i gazowej oraz gospodarczymi, w ujęciu najmniejszej liczby osób bezrobotnych (zarejestrowanych) w ludności w wieku produkcyjnym i liczby podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w REGON na 100 osób. Gminy tworzące typ I charakteryzowały się jednocześnie wysoką gęstością zaludnienia, najwyższym dodatnim saldem migracji, a także najniższym poziomem bezrobocia.

Typ III utworzyło 17 gmin, stanowiących 14,5% ogółu gmin wiejskich woj. wielkopolskiego. Jednostki samorządowe należące do tego skupienia cechował wyższy poziom wartości wskaźników finansowych samodzielności finansowej w stosunku do przeciętnej dla ogółu badanych samorządów (tabl. 2).

TABL. 2. WEWNĄTRZKLASOWE WARTOŚCI WSKAŹNIKÓW OPISUJĄCYCH POZIOM SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ GMIN WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO I ICH DETERMINANTY SPOŁECZNO-EKONOMICZNE W 2013 R. (wartości średnie — mediana)

Wyszczególnienie	Ogółem	Klasa typologiczna (samodzielność finansowa)				
		I	II	III	IV	V
Wartości wskaźników opisujących samodzielność finansową gmin						
Odsetek gmin ^a	100,0	6,0	10,3	14,5	23,1	46,2
WSFW I w %	37,0	74,0	54,2	50,2	37,0	31,1
WDWM w zł na mieszkańca	1176,9	3574,5	1741,2	1524,8	1070,9	927,3
WAP w %	17,2	39,3	25,3	24,2	17,9	13,8
WFIP w %	58,7	25,5	41,9	48,5	55,8	64,5
WWIWO w %	13,3	20,8	23,4	13,4	15,6	9,8

^a Klasy typologiczne utworzyły następujące gminy: **klasę I:** Powidz 0,995, Komorniki 0,990, Tarnowo Podgórne 0,976, Suchy Las 0,951, Przykona 0,905, Dopiewo 0,841, Czerwonak 0,818; **klasę II:** Baranów 0,775, Brudzew 0,750, Rokietnica 0,724, Kaczory 0,723, Kościan 0,682, Budzyń 0,669, Perzów 0,666, Kiszkowo 0,662, Duszniki 0,662, Kazimierz Biskupi 0,650, Szydłowo 0,626, Lipno 0,605; **klasę III:** Świąteczowa 0,590, Chodzież 0,565, Turek 0,558, Stare Miasto 0,549, Zaniemyśl 0,547, Miasteczko Krajeńskie 0,541, Żelazków 0,539, Kaźmierz 0,522, Gniezno 0,509, Strzałkowo 0,484, Osiek Mały 0,463, Gołuchów 0,460, Miedzichowo 0,446, Łęka Opatowska 0,433, Kleszczewo 0,431, Bralin 0,426, Przygodzice 0,413; **klasę IV:** Wilczyn 0,360, Granowo 0,358, Opatówek 0,341, Lisków 0,331, Wijewo 0,330, Kamieniec 0,327, Obrzycko 0,325, Rozdrażew 0,319, Kwilcz 0,318, Dobrzyca 0,286, Wapno 0,284, Lubasz 0,273, Krzemieniewo 0,259, Ostrów Wielkopolski 0,251, Dominowo 0,248, Kotlin 0,241, Łubowo 0,239, Chrzypsko Wielkie 0,235, Włoszakowice 0,230, Czarnków 0,228, Wierzbinek 0,224, Malanów 0,222, Siedlec 0,217, Krzymów 0,210, Pępowo 0,210, Kozłminek 0,208, Białośliwie 0,201; **klasę V:** Przemęt 0,185, Koło 0,180, Władysławów 0,178, Blizanów 0,175, Jaraczewo 0,174, Tarnówka 0,168, Ceków-Kolonia 0,162, Olszówka 0,160, Piaski 0,160, Pakosław 0,159, Zakrzewo 0,154, Kobyła Góra 0,151, Słupca 0,140, Sośnie 0,136, Trzcianica 0,136, Lipka 0,135, Nowe Miasto nad Wartą 0,134, Damasławek 0,128, Wągrowiec 0,127, Szczytniki 0,120, Krzykosy 0,117, Godziesze Wielkie 0,114, Kraszewice 0,112, Rychtal 0,105, Złotów 0,098, Kościelec 0,094, Ostrowite 0,094, Niechanów 0,093, Orchowo 0,085, Kuślin 0,083, Brodnica 0,077, Kołaczkowo 0,076, Czajków 0,074, Kawęczyn 0,074, Mieścisko 0,071, Rycyzwół 0,070, Kramsk 0,062, Mieleszyn 0,055, Grzegorzew 0,053, Skułek 0,053, Rzgów 0,053, Drawsko 0,051, Gizałki 0,048, Mycielin 0,047, Chodów 0,042, Połajewo 0,040, Czermin 0,037, Sieroszewice 0,036, Babiak 0,036, Łądek 0,036, Brzeziny 0,029, Doruchów 0,024, Chocz 0,019, Grodziec 0,010.

TABL. 2. WEWNĄTRZKLASOWE WARTOŚCI WSKAŹNIKÓW OPISUJĄCYCH POZIOM SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ GMIN WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO I ICH DETERMINANTY SPOŁECZNO-EKONOMICZNE W 2013 R. (dok.)

Wyszczególnienie	Ogółem	Klasa typologiczna (samodzielność finansowa)				
		I	II	III	IV	V
Uwarunkowania społeczno-ekonomiczne samodzielności finansowej JST						
Odległość od miasta Poznania w km ^b	33,8	19,4	80,4	96,0	85,4	107,0
Gęstość zaludnienia w osobach na km ²	60,0	188,0	54,0	69,0	66,0	54,0
Saldo migracji na 1000 osób	-0,5	17,9	1,4	4,6	-1,7	-0,6
Odsetek ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej	41,5	63,9	51,4	41,3	43,4	30,2
Odsetek ludności korzystającej z sieci gazowej	1,2	72,3	15,3	17,0	1,6	0,1
Udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym	7,3	2,7	6,0	7,1	6,4	8,8
Pracujący w indywidualnych gospodarstwach rolnych na 100 osób w wieku produkcyjnym ^c	23,3	4,9	18,0	23,3	23,7	23,3
Liczba podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w rejestrze REGON na 100 osób ...	7,3	15,7	8,0	8,6	7,0	7,8

^b Odległości między geograficznymi centrami gmin i miasta Poznania obliczono z wykorzystaniem Google Maps. ^c Oszacowania własne.

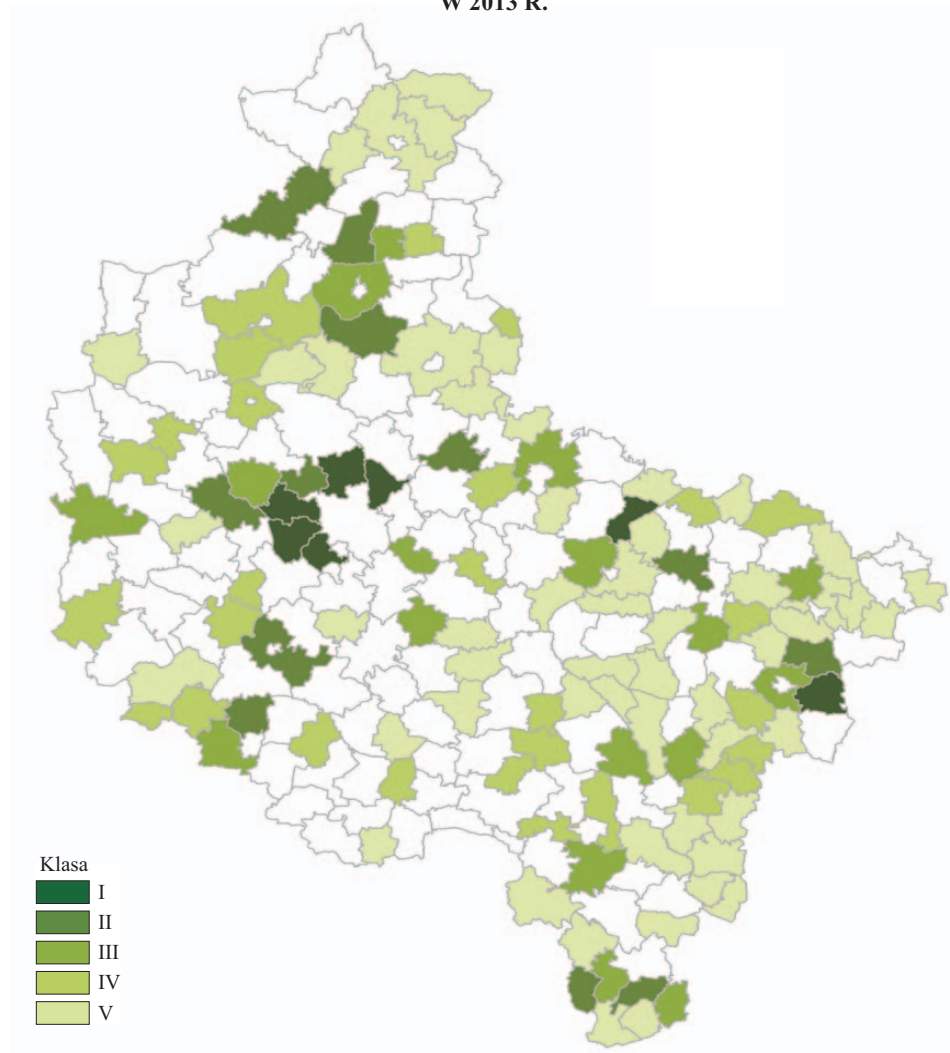
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z: *Bank...* (2013), *Wskaźniki...* (2014).

Zdecydowanie mniej korzystna samodzielność finansowa charakteryzowała JST, które utworzyły kolejny typ — IV (27 gmin stanowiących 23,1% ogółu gmin wiejskich woj. wielkopolskiego). Gminy te w roku 2013 cechował m.in. wysoki stopień uzależnienia od budżetu państwa, bowiem wskaźnik finansowej ingerencji państwa dla tych jednostek wyniósł przeciętnie blisko 56,0%. Przeciętne dochody własne *per capita* w tych jednostkach wyniosły niespełna 1071,0 zł i były ponad trzykrotnie niższe w relacji do JST, które charakteryzowały się bardzo wysoką samodzielnością finansową (tabl. 2).

Najmniej korzystna sytuacja finansowa, analizowana pod kątem samodzielności finansowej, wystąpiła natomiast w gminach wiejskich zlokalizowanych głównie w północnej, wschodniej i południowo-wschodniej części województwa, należących do klasy V. Typ ten utworzyły 54 gminy, stanowiące ponad 46,2% ogółu gmin wiejskich woj. wielkopolskiego. Jednostki te charakteryzowały się najniższym poziomem dochodów własnych *per capita* (w 2013 r. było to tylko 927,3 zł, przy przeciętnej dla ogółu gmin wiejskich woj. wielkopolskiego wynoszącej 1176,9 zł), jednocześnie cechowały się najniższym udziałem dochodów własnych w dochodach ogółem (31,1%). Niski poziom dochodów własnych *per capita* oraz niski ich udział w budżetach gmin skutkował najniższym udziałem wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem tych gmin, co przyczyniło się do niższej dynamiki rozwoju społeczno-gospodarczego tych regionów. Były to obszary zdominowane przez gospodarkę rolną, o czym świadczy wysoka liczba osób pracujących w indywidualnych gospodarstwach rolnych przypadających na 100 osób w wieku produkcyjnym. Uwarunkowania gospodarcze oraz infrastrukturalne były niekorzystne w porównaniu do pozosta-

łych typów samodzielności finansowej gmin wiejskich woj. wielkopolskiego. Sytuacja taka wynikała z ich położenia względem dużych ośrodków miejskich, m.in. miasta Poznania, stanowiącego centrum gospodarcze województwa. O niskiej samodzielności finansowej tych jednostek świadczy m.in. najwyższa wartość wskaźnika finansowej ingerencji państwa. W dochodach tych samorządów główną rolę pełniły bowiem wpływy z budżetu państwa (64,5%).

**KLASY TYPOLOGICZNE GMIN WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO
WEDŁUG SYNTETYCZNEJ OCENY ICH SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ
W 2013 R.**



U w a g a. Kolorem białym zaznaczono gminy miejskie oraz miejsko-wiejskie nieuwzględnione w badaniu.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych *Bank...* (2013); *Wskaźniki...* (2013).

Wnioski

Na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzono, że w 2013 r. gminy wiejskie w woj. wielkopolskim charakteryzowały się znacznie niższym poziomem samodzielności finansowej niż gminy miejskie oraz miejsko-wiejskie. Równocześnie zróżnicowanie wartości wybranych wskaźników samodzielności finansowej w gminach wiejskich było najwyższe wśród rozpatrywanych typów administracyjnych gmin.

Na podstawie przeprowadzonej syntetycznej oceny samodzielności finansowej gmin wiejskich stwierdzono, że tylko co dwudziesta gmina wiejska w woj. wielkopolskim (7 gmin) charakteryzowała się wysoką samodzielnością finansową. Były to głównie gminy z aglomeracji poznańskiej, co świadczy o silnym powiązaniu zjawiska suburbanizacji z oceną samodzielności finansowej gmin oraz dwie gminy, w których rozwinął się przemysł wydobywczy i turystyka.

Blisko połowa gmin wiejskich w woj. wielkopolskim, położonych głównie we wschodniej części województwa, cechowała się niskim poziomem samodzielności finansowej. Większość gmin wiejskich województwa to obszary zdominowane przez gospodarkę rolną, co w istotny sposób warunkuje ich niską samodzielność finansową.

Z przeprowadzonych badań wynika, że znaczny odsetek gmin wiejskich w województwie (blisko połowa), które oddalone są od większych ośrodków miejskich, nie jest w stanie uzyskać dochodów własnych na poziomie zbliżonym do pozostałych gmin wiejskich. W konsekwencji charakteryzują się one najniższymi wartościami wskaźnika samodzielności finansowej w ujęciu bezwzględnym i względnym. Pomimo tego, że samorzady gmin uzyskują coraz większy wpływ na kształtowanie swoich budżetów, to jednak nadal samodzielność finansowa gmin wiejskich jest wypadkową lokalnej przedsiębiorczości oraz miejscowych warunków gospodarowania (położenia względem większych ośrodków miejskich). Jest ona również efektem oddziaływania państwa, które wyraża się (w najbardziej ogólnej formie), jak podkreśla Heller¹⁵, poprzez dotacje i subwencje, a także różnicowanie dochodów budżetowych między jednostkami mniej i bardziej uprzywilejowanymi.

dr Agnieszka Kozera, dr Romana Głowicka-Wołoszyn, prof. dr hab. Feliks Wysocki — *Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu*

LITERATURA

Bank Danych Lokalnych — Finanse publiczne (2013), GUS, www.stat.gov.pl.

Dylewski M., Filipiak B., Gorzałczyńska-Koczkodaj M. (2004), *Analiza finansowa w jednostkach samorządu terytorialnego*, Municipium S. A., Warszawa.

¹⁵ Heller (2006), s. 147.

- Głowicka-Wołoszyn R., Wysocki F. (2014), *Uwarunkowania społeczno-ekonomiczne samodzielności finansowej gmin województwa wielkopolskiego*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 346.
- Heller J. (2006), *Samodzielność finansowa samorządów terytorialnych w Polsce*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(24), Warszawa.
- Heller J., Farelnik E. (2013), *Finanse i samodzielność ekonomiczna a urząd samorządów terytorialnych w Polsce*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(52), Warszawa.
- Majer A. (2010), *Socjologia i przestrzeń miejska*, PWN, Warszawa.
- Panek T. (2009), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, SGH.
- Patrzalek L. (2010), *Finanse samorządu terytorialnego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Sobczyk A. (2010), *Rozwój lokalny — wybrane problemy finansowania*, „Ekonomika i organizacja gospodarki żywnościowej”, Zeszyty Naukowe SGGW, nr 81, Warszawa.
- Surówka K. (2013), *Samodzielność finansowa samorządu terytorialnego w Polsce*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Trussel J. M., Patrick P. A. (2009), *A predictive model of fiscal distress in local governments*, „Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management”, Vol. 21(4).
- Uwarunkowania i konsekwencje opodatkowania rolnictwa w Polsce* (2014), Forum Inicjatyw Rozwojowych, Warszawa.
- Wang X., Dennis L., Tu Y. S. (2007), *Measuring financial condition: a study of U.S. states*, Public Budgeting & Finance, Vol. 27, No. 2.
- Wskaźniki do oceny sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego w latach 2011—2013* (2014), Ministerstwo Finansów, www.finanse.mf.gov.pl.
- Wysocki F. (2010), *Metody taksonomiczne w rozpoznawaniu typów ekonomicznych rolnictwa i obszarów wiejskich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu.
- Zalewski A. (2009), *Problemy i metody prognozowania wpływu rozwoju lokalnego na finanse gminy*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 46.
- Zawora J. (2010), *Samodzielność finansowa samorządów gminnych Podkarpacia*, „Ekonomika i organizacja gospodarki żywnościowej”, Zeszyty Naukowe SGGW, nr 81, Warszawa.

Summary. *Financial independence is an important factor in socio-economic development, especially in rural areas. Rural gminas (communities), mainly located peripherally to larger urban centers, have significantly lower revenue potential. This also means a lower level of financial independence of rural gminas, which in turn can be a barrier in multifunctional rural development. This issue is a priority for the European Union. The main objective of this article is a synthetic assessment of the level of financial independence of rural gminas in the Wielkopolskie voivodship in 2013. The basis of information studies, using the method TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity is an Ideal Solution) to assess the financial condition of municipalities, were data from the Central Statistical Office (Local Data Bank — Public finances for 2013) and Ministry of Finance (Indicators for assessing the financial position of local government units in 2011—2013).*

Keywords: financial independence, rural gminas, method TOPSIS.

Резюме. Финансовая самостоятельность является важным фактором социально-экономического развития, особенно сельских районов. Сельские гмины, главным образом расположенные на периферии больших городов характеризуются значительно низким потенциальным доходом. Это одновременно обозначает более низкий уровень финансовой самостоятельности сельских гмин, результатом этого может быть барьер многофункционального развития сельских районов. Эта проблема является приоритетом Европейского союза. Целью статьи является синтетическая оценка уровня финансовой самостоятельности сельских гмин великопольского воеводства в 2013 г. Информационной основой проведенных обследований, при использовании метода TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity to an Ideal Solution) в оценке финансового состояния гмин, были данные из ЦСУ (Банк локальных данных — Государственные финансы в 2013 г.) и Министерсва финансов (Показатели для оценки финансового положения единиц территориального самоуправления в 2011—2013 гг).

Ключевые слова: финансовая самостоятельность, сельские гмины, метод TOPSIS.

Mirosław GORCZYCA

Mieszkalnictwo w Niemczech

Streszczenie. *W artykule przedstawiono sytuację mieszkalnictwa w Niemczech w latach 2000—2011. Omówiono uwarunkowania rozwoju mieszkalnictwa, sytuację w budownictwie mieszkaniowym, zasoby i warunki mieszkaniowe oraz wydatki na mieszkania. Autor przedstawił także porównanie mierników charakteryzujących mieszkalnictwo w Polsce i w Niemczech.*

Słowa kluczowe: Niemcy, mieszkalnictwo.

Dzięki wieloletniemu boomowi mieszkaniowemu (*Wohnungsfalle*), kiedy to w b. RFN budowano rocznie nawet ponad 10 mieszkań na 1 tys. ludności oraz niewiele mniej intensywnie w b. NRD, ludność Niemiec ma jeden z najwyższych w Europie poziom zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych.¹ Dynamiczny wzrost ekonomiczny wyhamował po zjednoczeniu obu części Niemiec. Zmniejszenie efektów budownictwa mieszkaniowego nastąpiło również na skutek relatywnie wysokiego zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych.

TABL. 1. LICZBA I WIELKOŚĆ GOSPODARSTW DOMOWYCH

Wyszczególnienie	2007	2008	2010	2011	2012
Gospodarstwa domowe ogółem w tys.	39722	40076	40301	40439	40656
w tym jednoosobowe w %	38,7	38,4	40,2	40,4	40,5
Średnia liczba osób na 1 gospodarstwo domowe	2,07	2,05	2,03	2,02	2,01

Źródło: *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

Ludność Niemiec grupowała się w gospodarstwach domowych o malejącej liczbie osób (tabl. 1). Średnia ich liczba w przeliczeniu na 1 gospodarstwo domowe to 2 osoby. Trend malejącej wielkości gospodarstw domowych wynika z wyjątkowo niskiej dzietności kobiet niemieckich, jednej z najniższych w Unii Europejskiej (w 2012 r. — 1,36²). Według przewidywań³ ludność Niemiec bę-

¹ Do efektów budownictwa mieszkaniowego w b. NRD zaliczono efekty uzyskiwane w wyniku remontów kapitałnych (odbudowa i modernizacja od podstaw).

² *Des demografische Defizit...* (2013).

³ *Des demografische Defizit...* (2013).

dzie się zmniejszać, co przy rosnącej liczbie gospodarstw domowych zaowocuje spadającą ich wielkością, która w 2030 r. ma wynieść 1,88⁴ osoby na 1 gospodarstwo domowe. Przewidywana liczba ludności przedstawia się następująco: w 2010 r. — 81752 tys., w 2020 r. — 79914 tys., w 2030 r. — 77750 tys., w 2040 r. — 73829 tys., w 2050 r. — 69412 tys.

Te zjawiska będą miały istotny wpływ na budownictwo mieszkaniowe i warunki mieszkaniowe ludności, wyrażający się malejącymi rozmiarami tego pierwszego oraz zmniejszeniem mieszkań.

Inwestycje mieszkaniowe stanowiły w ostatnich latach <5% PKB oraz niepełna 1/3 inwestycji budowlanych stanowiących <1/5 PKB.⁵ Było to znacząco mniej niż w wieloletnim okresie przyspieszenia mieszkaniowego. W 2011 r., gdy PKB wynosił 2609,7 mld euro, inwestycje stanowiły 5,7% wartości PKB⁶.

BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE

W 2011 r. oddano do użytku 164,2 tys. mieszkań (tabl. 2), co może wskazywać na ożywienie w budownictwie mieszkaniowym. Mieszkania miały średnio 115 m² powierzchni użytkowej mieszkań (pum).

TABL. 2. MIESZKANIA ODDANE DO UŻYTKU

L a t a	Mieszkania	Pum w tys. m ²	Średnia wielkość mieszkania w m ² pum
2008	155820	17939	115,1
2009	140156	16087	114,8
2010	142891	16415	114,9
2011	164178	18898	115,1

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zwiększenie budownictwa uzyskano głównie dzięki gospodarstwom domowym, które zbudowały ponad 2/3 liczby oddanych do użytku mieszkań (tabl. 3) oraz przedsiębiorstw mieszkaniowym (ponad 1/4), przy „śladowym” udziale sektora publicznego i pozostałych inwestorów.

TABL. 3. STRUKTURA BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO WEDŁUG INWESTORÓW W 2012 R. W %

Wyszczególnienie	Sektor publiczny	Przedsiębiorstwa mieszkaniowe	Fundusze nieruchomości	Gospodarstwa domowe	Pozostali
Mieszkania	2,1	33,9	0,4	58,8	4,8
Powierzchnia użytkowa mieszkań	1,1	27,4	0,3	67,2	4,0

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

⁴ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

⁵ Szacunek na podstawie: *Statistisches Jahrbuch Deutschland* (edycje dla odpowiednich lat) *Annual...* (edycje dla odpowiednich lat).

⁶ Obliczenia na podstawie „Wirtschaft...” (2013).

Dane wskazują, że największe mieszkania realizowali indywidualni inwestorzy, a najmniejsze — sektor publiczny. Na ożywienie w budownictwie wskazują też dane o liczbie zezwoleń na budowę mieszkań (tabl. 4), która w latach 2009—2012 wzrosła o prawie 38%.

TABL. 4. ZEZWOLENIA NA BUDOWĘ MIESZKAŃ

L a t a	Mieszkania	Pum	
		ogółem w tys. m ²	na 1 mieszkanie w m ²
2009	157029	17890	113,9
2010	167759	19165	111,4
2011	204728	23224	113,4
2012	216594	23953	110,6

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Pamiętać jednak należy, że nie wszystkie zezwolenia budowlane zaowocują efektem. Na przykład w 2010 r. wydano 167,8 tys. zezwoleń, a oddano do użytku 142,9 tys. mieszkań, natomiast w 2011 r. odpowiednio 204,7 tys. i 164,2 tys. Struktura zezwoleń na budowę mieszkań (tabl. 5) wskazuje na to, że ok. połowa z nich wykonana będzie w obiektach typu jednorodzinnego (1 lub 2 mieszkania), a nieco mniej w obiektach wielorodzinnych (co najmniej z 3 mieszkaniami). Dochodzi do tego kilkuprocentowy udział mieszkań w domach opieki (*Wohnheim*).

TABL. 5. STRUKTURA ZEZWOLEŃ NA BUDOWĘ MIESZKAŃ W 2012 R. W %

Wyszczególnienie	Według obiektów				Według inwestorów				
	z 1 mieszkaniem	z 2 mieszkaniami	co najmniej z 3 mieszkaniami	domy opieki	sektor publiczny	przedsiębiorstwa mieszkaniowe	fundusze nieruchomości	gospodarstwa domowe	pozostali
Mieszkania	41,7	8,5	45,7	4,1	2,6	36,6	0,8	54,2	5,8
Powierzchnia użytkowa mieszkań	57,1	8,6	33,1	1,1	1,4	29,6	0,5	63,8	4,7

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wskaźnik intensywności budowania mieszkań wynosił w 2012 r. jedynie 2 (na 1 tys. mieszkańców), wobec nawet ponad 10 w niektórych latach w b. NRD⁷ i b. RFN⁸.

Średnia wielkość mieszkań to ostatnio 115 m² pu, w tym ok. 80 m² w domach wielorodzinnych, 140 m² w jednomieszkaniowych i <110 m² w „bliźniakach”⁹.

⁷ *Statistisches Jahrbuch der Deutschen Demokratischen Republik* (edycje dla odpowiednich lat).

⁸ *Statistisches Jahrbuch Deutschland* (edycje dla odpowiednich lat).

⁹ *Statistisches Jahrbuch Deutschland* (edycje dla odpowiednich lat).

W okresie wcześniejszym wynosiła ona 102 m² w 1980 r. w b. RFN¹⁰ oraz 63 m² w latach 80. ub. wieku w b. NRD¹¹. Relacja przeciętnej miesięcznej płacy do ceny 1 m² pum to 1,5—2,0 m² pum¹².

ZASOBY I WARUNKI MIESZKANIOWE LUDNOŚCI

Według stanu w końcu 2011 r. było prawie 40,5 mln mieszkań ze 179 mln izb (pokoi) i 3516,2 mln m² pum (tabl. 6).

TABL. 6. STAN I STRUKTURA ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH

Wyszczególnienie	2000	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Mieszkania							
O g ó l e m	38383645	39753733	39918192	40057282	40183563	40318513	40473823
Na 1 tys. ludności	467	483	486	488	491	493	495
Pum							
O g ó l e m w tys. m²	3245487	3421384	3443790	3462334	3479042	3496358	3516187
Mieszkania:							
w m ²	84,6	86,1	86,3	86,4	86,6	86,7	86,9
na 1 mieszkańca w m ²	39,5	41,6	41,9	42,2	42,5	42,8	43,0
Izby (pokoje)							
O g ó l e m	167636286	175195906	176113985	176859737	177523489	178218383	179007624
Na 1 mieszkanie	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4
Na 1 mieszkańca	2,0	2,1	2,1	2,2	2,2	2,2	2,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 6 wynika, że na 1 tys. ludności przypadało prawie 500 mieszkań. Wskaźnik ten w okresie 2000—2011 zwiększył się o 26¹³.

Średnia wielkość mieszkań to <87 m² pu w 2012 r., co stanowiło wzrost o <3% w porównaniu z 2000 r. Na 1 mieszkanie przypadało ok. 4,4 izby (tabl. 6).

Miernik zaludnienia mieszkań (pum na 1 osobę) wynosił w 2011 r. 43,0 m² (tabl. 6). W okresie od 2000 r. wzrósł o prawie 9%. Jego dynamika jest imponująca, jako że wynosił on wówczas 35,7 m² w b. RFN¹⁴ oraz 27,0 m² w b. NRD¹⁵. Natomiast średnie zaludnienie izb „rozgęściło się” do ok. 0,5 w 2012 r. w całych Niemczech.

¹⁰ Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013.

¹¹ Statistisches Jahrbuch der Deutschen Demokratischen Republik 1989.

¹² Obliczenia na podstawie: Statistisches Jahrbuch Deutschland (edycje dla odpowiednich lat); Gorczyca (2008); Gorczyca (1991); Wedel (1989).

¹³ Gorczyca (2008).

¹⁴ Wedel (1989).

¹⁵ Statistisches Jahrbuch der Deutschen Demokratischen Republik 1989.

WYDATKI NA MIESZKANIE I POMOC MIESZKANIOWA

Wydatki na mieszkanie to od lat najważniejsza pozycja w budżetach niemieckich gospodarstw domowych. W 2011 r. stanowiły 24,4% ich wydatków ogólnych¹⁶, ponad dwukrotnie przewyższając wydatki na żywność (11,5%)¹⁷. W 1990 r. stanowiły one w średniej grupie dochodowej gospodarstw domowych 26,9% w b. RFN oraz 26,8% w b. NRD¹⁸. W b. NRD wydatki na mieszkanie były utrzymywane na niskim, deficytowym poziomie i stanowiły 4,1% w 1960 r., 3,2% w 1970 r. i 2,3% w 1980 r.¹⁹.

Pomoc mieszkaniową (*Wohngeld*) otrzymało w 2011 r. 902,9 tys. gospodarstw domowych (2,2%). Ocenia się, że tylko dla 24,2% gospodarstw domowych obciążenie kosztami mieszkaniowymi nie stanowiło problemu, a duże — dla 18,4%²⁰. Wysokość pomocy mieszkaniowej w 2011 r. wyniosła 1502,0 mln euro, czyli 18 euro na osobę, w tym 90,8% to subsydiowanie czynszu, którego wysokość wyniosła 6,37 euro za 1 m² pum²¹. Średnia wysokość pomocy mieszkaniowej była zróżnicowana od 17 euro *per capita* w Bawarii do 39 euro w Meklemburgii. Ogólnie wyniosła ona 17 euro w b. RFN oraz 25 euro w b. NRD.

Wartość pomocy mieszkaniowej wynosiła od 2326 mln euro w 1991 r., poprzez 750 mln euro w 1998 r., do 5183 mln euro w 2011 r.²², co wskazuje na znaczną fluktuację jej poziomu. Podobnie przedstawiała się sytuacja w odniesieniu do liczby osób korzystających z niej, która oscylowała od 3541 tys. (>10% gospodarstw domowych) w 1991 r. do 580 tys. w 2007 r.²³, czyli tylko <2% gospodarstw domowych.

PORÓWNANIE SYTUACJI MIESZKANIOWEJ NIEMCY—POLSKA

Wyjątkowo dynamiczny rozwój budownictwa mieszkaniowego (ok. 10 mieszkań na 1 tys. ludności w wieloleciu u naszych zachodnich sąsiadów sprawił, że standard mieszkaniowy w Polsce jest zdecydowanie niższy. Wskaźnik pum *per capita* w 2011 r. wynosił u nas 23,8 m², a w Niemczech 43,0 m².

Oslabienie intensywności budowania mieszkań w Niemczech w ostatnich latach spowodowało, że liczba mieszkań oddawanych do użytku jest zbliżona (ok. 150 tys. rocznie), podobnie jak średnia wielkość budowanych mieszkań (115 m² pu w Niemczech i ok. 105 m² w Polsce).

¹⁶ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

¹⁷ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

¹⁸ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

¹⁹ *Statistisches Jahrbuch der Deutschen Demokratischen Republik* (edycje dla odpowiednich lat); Gorczyca (1991).

²⁰ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

²¹ *Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013*.

²² *Statistisches Jahrbuch Deutschland* (edycje dla odpowiednich lat); Gorczyca (2012).

²³ Gorczyca (2012).

Wydatki na mieszkanie stanowią u nas ok. 20% w budżetach gospodarstw domowych i <25% w Niemczech. Pomoc mieszkaniową otrzymuje >2% gospodarstw domowych w Niemczech, w Polsce ok. 6%. Jej średnia wysokość na 1 osobę wynosi (w przeliczeniu) ok. 80 PLN w Niemczech, a u nas 171 PLN²⁴.

Przypomnę jeszcze, że w 2010 r. PKB *per capita* wynosił w Polsce — według parytetu siły nabywczej — 19752 dolarów, a w Niemczech — 37622²⁵. Zatem, porównując oba kraje, dysparytety mieszkaniowy i ekonomiczny mają zbliżony poziom.

dr hab. Mirosław Gorczyca — Warszawa

LITERATURA

- Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe* (edycje dla odpowiednich lat), United Nations, New York.
- Des demografische Defizit — die Fakten, die Folgen und Ursachen und die Politikimplikation*, (2013), „Infoschnelldienst” nr 19.
- Gorczyca M. (1991), *Problemy gospodarki mieszkaniowej Polski na tle wybranych krajów*, ZBSE GUS i PAN.
- Gorczyca M. (1996), *Polski dysparytet mieszkaniowy na tle wybranych krajów*, ZBSE GUS i PAN.
- Gorczyca M. (2008), *Stan i perspektywy rozwoju mieszkalnictwa w Polsce — na tle wybranych krajów*, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie, Rzeszów (materiały powielane).
- Gorczyca M. (2011), *Pomoc mieszkaniowa w 2011 r.*, „Informacje i Materiały CZRSM RP”, nr 12.
- Gorczyca M. (2012), *Pomoc mieszkaniowa w Niemczech*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9.
- Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011. Mieszkania* (2013), GUS.
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2011* (2011), GUS.
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2012* (2012), GUS.
- Statistisches Jahrbuch Deutschland 2013* (2013), Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Statistisches Jahrbuch Deutschland* (edycje dla odpowiednich lat), Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Statistisches Jahrbuch der Deutschen Demokratischen Republik 1989* (1989), Staatsverlag der Deutschen Demokratischen Republik, Berlin.
- Wedel E. (1989), *Wohnungsraum der Haushalt 1987*, „Wirtschaft und Statistik” nr 9.

Summary. *The article presents the housing situation in Germany in years 2000—2011. Conditions for the development of housing, the situation in housing, resources and expenditure on housing are discussed. The author also pre-*

²⁴ Gorczyca (2011).

²⁵ *Narodowy...* (2013).

sents a comparison of indicators characterizing the housing in Poland and Germany.

Keyword: Germany, housing.

Резюме. *В статье было представлено жилищное положение в Германии в 2000—2011 гг. Были охарактеризованы условия развития жилья, жилищного строительства, фонды и жилищные условия, а также расходы на жилье. Автор представил в статье сопоставление показателей, характеризующих жилье в Польше и в Германии.*

Ключевые слова: Германия, жилье.

Wydawnictwa GUS — styczeń 2016 r.

Ze styczniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikacje cykliczne „Praca nierejestrowana w Polsce w 2014 r.” oraz „Ubóstwo w Polsce w latach 2013 i 2014”.

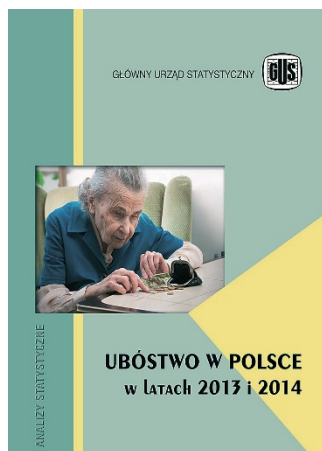


Pierwsze z nich to wydawnictwo opracowane na podstawie uogólnionych wyników badania modułowego „Nietypowe formy zatrudnienia i praca nierejestrowana” przeprowadzonego w IV kwartale 2014 r. łącznie z Badaniem Aktywności Ekonomicznej Ludności. Pozwoliło ono na wyznaczenie dolnej granicy szacunku pracy nierejestrowanej, co oznacza, że rzeczywista skala zjawiska przyjmuje wartości co najmniej takie, jakie podano w opracowaniu. Publikację przygotowano w Departamencie Badań Demograficznych i Rynku Pracy przy współpracy z Ośrodkiem Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w Gdańsku oraz Centrum

Informatyki Statystycznej w Radomiu.

Opracowanie o charakterze analityczno-tabelarycznym zawiera opis koncepcji badania i losowania próby, a także wyjaśnienie celów i definicji zastosowanych w badaniu. W rozdziale analitycznym znalazły się opinie na temat przyczyn podejmowania pracy nierejestrowanej, skali pracy „na czarno”, charakterystyka ostatnio wykonywanej pracy, a także gospodarstw domowych korzystających z pracy nierejestrowanej. W aneksie tabelarycznym czytelnicy znajdą informacje o częstotliwości występowania nietypowych form zatrudnienia z uwzględnieniem m.in. rodzaju umów oraz przyczyn wykonywania takiej pracy. Ponadto szczegółowa charakterystyka osób wykonujących pracę w „szarej strefie” obejmuje cechy demograficzno-społeczne (płeć, wiek, wykształcenie), rodzaj oraz okres trwania pracy.

Publikację wydano w formie tradycyjnej w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na stronie internetowej urzędu.



Drugie wydawnictwo to kolejna edycja publikacji charakteryzującej zjawisko ubóstwa, które od ponad 20 lat stanowi przedmiot systematycznych prac metodologicznych oraz badań i analiz w polskiej statystyce publicznej. Ze względu na zasięg oraz społeczno-ekonomiczne skutki ubóstwa, informacje na temat tego zjawiska ogywiają istotną rolę m.in. w procesie opracowywania, wdrażania, monitorowania oraz oceny polityki społecznej zarówno w skali kraju, jak i w kontekście europejskim. Opracowanie analityczne, wzbogacone o liczne wykresy, tablice oraz mapy, zostało przygotowane w Departamencie Badań Społecz-

nych i Warunków Życia GUS we współpracy z Urzędem Statystycznym w Łodzi.

Publikacja zawiera najważniejsze dane na temat zasięgu i społecznego zróżnicowania ubóstwa w Polsce w latach 2013 i 2014. Opracowanie składa się z trzech rozdziałów.

W pierwszym skoncentrowano się na omówieniu skali zjawiska ubóstwa ekonomicznego na podstawie wyników badania budżetów gospodarstw domowych, najwięcej uwagi poświęcając analizie warunków życia gospodarstw uznanych za skrajnie ubogie. W części tabelarycznej tego rozdziału zawarto dane o zasięgu ubóstwa z uwzględnieniem różnych granic ubóstwa.

Rozdział drugi zawiera podstawowe informacje dotyczące zasięgu sfery niedostatku, szacowanej według minimum socjalnego uznawanego za granicę „minimalnie godziwego standardu życia”, poniżej której następuje deprywacja integracyjnych potrzeb człowieka.

W rozdziale trzecim wykorzystano wyniki europejskiego badania dochodów i warunków życia. Omówiono w nim zasięg ubóstwa w Polsce w porównaniu z innymi krajami Unii Europejskiej. Oprócz przedstawienia podstawowych wskaźników monitorujących realizację celów Strategii Europa 2020, w rozdziale uwzględniono także informacje dotyczące m.in. poziomu i zróżnicowania dochodów, zróżnicowania społecznego i trwałości ubóstwa dochodowego, co pozwala na pełniejszą ocenę zjawiska.

Opracowanie ukazało się w polskiej wersji językowej, dostępne jest także na stronie internetowej GUS.

W styczniu br. ukazały się również: „**Biuletyn Statystyczny Nr 12/2015**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — listopad 2015 r.**”, „**Ceny w gospodarce narodowej — grudzień 2015 r.**”, „**Dochody**

i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2014)”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w 2015 r.”, „Poland Quarterly Statistics No. 3/2015”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w grudniu 2015 r.”, „Rocznik Statystyczny Województw 2015”, „Użytkowanie gruntów i powierzchnia zasiewów w 2015 r.” oraz „Wiadomości Statystyczne Nr 1/2016”.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w 2015 r.

W 2015 r. tempo wzrostu gospodarczego w Polsce było nieco szybsze niż przed rokiem. Głównym czynnikiem wzrostu był popyt krajowy, w większym stopniu konsumpcyjny niż inwestycyjny. Eksport netto, odmiennie niż przed rokiem, pozytywnie oddziaływał na wzrost PKB.

Według wstępnego szacunku produkt krajowy brutto w 2015 r. zwiększył się realnie o 3,6% w skali roku (wobec wzrostu o 3,3% w 2014 r. oraz o 1,3% w 2013 r.) (wykr. 1). Spożycie ogółem było wyższe niż przed rokiem o 3,2%, w tym w sektorze gospodarstw domowych zwiększyło się o 3,1%. Akumulacja brutto wzrosła o 4,2%, w tym nakłady brutto na środki trwałe zwiększyły się o 6,1% (wobec odpowiednio 12,6% oraz 9,8% w 2014 r.). Stopa inwestycji w 2015 r. wyniosła 20,2% (wobec 19,6% w 2014 r.). Popyt krajowy był o 3,4% wyższy niż przed rokiem (kiedy zwiększył się o 4,9%). Wartość dodana brutto w gospodarce narodowej wzrosła w tempie zbliżonym do notowanego rok wcześniej (3,4% wobec 3,3%), szybszym niż w latach 2012 i 2013. W przemyśle wartość dodana brutto zwiększyła się o 5,4%, w budownictwie o 4,4%, a w transporcie i gospodarce magazynowej oraz handlu; naprawie pojazdów samochodowych wzrosła odpowiednio o 3,1% i o 0,7%.

Na rynku pracy utrzymała się zapoczątkowana w 2014 r. stopniowa poprawa trudnej sytuacji. Według szacunkowych danych liczba pracujących w gospodarce narodowej w końcu 2015 r. była o ok. 2% wyższa niż przed rokiem. Dynami-

ka przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw sukcesywnie umacniała się w kolejnych miesiącach i w rezultacie w całym roku zanotowano wzrost o 1,3% (przed rokiem o 0,6%) (wykr. 2). Według wyników badania popytu na pracę w okresie trzech kwartałów 2015 r. utworzono więcej nowych miejsc pracy niż w analogicznym okresie 2014 r.; równocześnie mniej miejsc pracy zlikwidowano. Napływ do bezrobocia w 2015 r. był mniejszy niż w roku poprzednim; zmniejszyła się również liczba skreśleń z ewidencji bezrobotnych. Stopa bezrobocia, we wszystkich miesiącach niższa niż przed rokiem, od sierpnia kształtowała się na poziomie jednocyfrowym. W końcu grudnia 2015 r. wyniosła 9,8% (wobec 11,4% przed rokiem) (wykr. 3).

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw rosły w stabilnym tempie (3,5%), nieco wolniejszym niż w 2014 r. Przy spadku cen konsumpcyjnych, siła nabywcza płac zwiększyła się o 4,5%, tj. w największej skali od 2008 r. Obserwowano dalszy wzrost przeciętnych nominalnych i realnych emerytur i rent brutto, przy czym w systemie pracowniczym był on nieco wolniejszy niż rok wcześniej, a rolników indywidualnych — szybszy.

Ceny towarów i usług konsumpcyjnych w 2015 r. były o 0,9% niższe niż przed rokiem (w 2014 r. nie uległy zmianie), ale w kolejnych miesiącach obserwowano stopniowe osłabienie skali spadku (wykr. 4). Niższe w skali roku były ceny towarów konsumpcyjnych, natomiast wzrosły ceny usług. W większym stopniu niż w 2014 r. obniżyły się ceny towarów i usług w zakresie transportu oraz żywności i napojów bezalkoholowych. Wolniej rosły m.in. ceny towarów i usług związanych z mieszkaniem, znacznie szybciej natomiast — ceny w zakresie łączności i zdrowia. W trzecim z kolei roku obniżyły się ceny producentów, przy czym w przemyśle spadek pogłębił się, a w budownictwie zwolnił.

Produkcja sprzedana przemysłu ogółem, według wstępnych szacunków, w 2015 r. była o 4,8% wyższa niż przed rokiem (wobec wzrostu o 4,1% w 2014 r.) (wykr. 5). Umocnił się wzrost produkcji w przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób — do 4,9%. Szybciej niż przed rokiem rosła produkcja w przetwórstwie przemysłowym oraz w dostawie wody; gospodarowaniu ściekami i odpadami; rekultywacji. Po spadku w 2014 r., zwiększyła się sprzedaż w górnictwie i wydobywaniu. W większości głównych grupowań przemysłowych (z wyjątkiem dóbr związanych z energią) produkcja była wyższa niż przed rokiem, w tym najwyższą dynamikę obserwowano w zakresie dóbr inwestycyjnych oraz konsumpcyjnych trwałych. W grudniu 2015 r. produkcja sprzedana przemysłu zwiększyła się w skali roku o 6,7%, a po wyeliminowaniu czynników sezonowych — o 4,0%.

Szacuje się, że produkcja budowlano-montażowa ogółem w 2015 r. była o ok. 3,0% wyższa niż przed rokiem (wobec wzrostu o 5,9% w 2014 r.) (wykr. 6). W jednostkach o liczbie pracujących powyżej 9 osób tempo wzrostu wyniosło 2,8%. Zwiększyła się produkcja we wszystkich działach budownictwa, najbardziej w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej. Wyższa niż przed rokiem była sprzedaż robót remontowych, przy spadku inwestycyjnych. W grudniu 2015 r. produkcja budowlano-montażowa nieznacznie obniżyła się w skali roku (o 0,3%, po wzroście o 5,0% przed rokiem). Po wyeliminowaniu wpływu czynników sezonowych spadek wyniósł 2,0%.

Sprzedaż detaliczna, według wstępnych szacunków, w 2015 r. była wyższa niż przed rokiem o 3,3% (wobec wzrostu o 3,9% w 2014 r.). W przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób sprzedaż zwiększyła się o 3,7%. W grudniu 2015 r. tempo wzrostu sprzedaży detalicznej przyspieszyło do 7,0%.

Badanie koniunktury gospodarczej zrealizowane w styczniu br. wskazuje na poprawę ocen w podstawowych obszarach działalności. W przetwórstwie przemysłowym ogólny klimat koniunktury w styczniu br. oceniany jest nieznacznie pozytywnie. Optymistyczne (wobec negatywnych w poprzednich miesiącach) są przewidywania w zakresie portfela zamówień oraz produkcji, przy pogorszeniu niekorzystnych ocen bieżącej sytuacji w tych obszarach. Utrzymują się negatywne wskazania dotyczące bieżącej sytuacji finansowej, przy nieco mniej pesymistycznych prognozach w tym zakresie. Podmioty budowlane oceniają koniunkturę nieznacznie mniej negatywnie niż przed miesiącem. Poprawiły się pesymistyczne prognozy w zakresie portfela zamówień, produkcji i sytuacji finansowej, przy gorszych ocenach bieżących w tych obszarach. Nieznacznie lepsze niż przed miesiącem są oceny koniunktury w handlu detalicznym. Wskazania dotyczące bieżącej sprzedaży są optymistyczne (wobec niekorzystnych w grudniu ub. roku), a w zakresie obecnej sytuacji finansowej — mniej pesymistyczne. Pogorszyły się negatywne prognozy w tych obszarach. Nastroje konsumentów w 2015 r. były mniej pesymistyczne niż w sześciu poprzednich latach. W styczniu br. wskaźnik ufności konsumenckiej (zarówno bieżący, jak i wyprzedzający) był mniej negatywny niż w poprzednim miesiącu. Poprawiły się m.in. pesymistyczne oczekiwania konsumentów w odniesieniu do zmian ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju. Nieznacznie pozytywne (po niekorzystnych w grudniu 2015 r.) są przewidywania dotyczące przyszłej sytuacji finansowej gospodarstw domowych. Poprawiły się oczekiwania konsumentów w zakresie zmian poziomu bezrobocia.

Globalna produkcja rolnicza w 2015 r., według wstępnych szacunków, zmniejszyła się w porównaniu z 2014 r. o 4,2%. Wpłynął na to duży spadek produkcji roślinnej (o 11,2%), przy wzroście produkcji zwierzęcej (o 3,1%) (wykr. 7). Badanie przeprowadzone na początku grudnia 2015 r. wskazuje na pogłębienie spadku pogłowia trzody chlewnej (do 6,0% w skali roku, wobec 0,7% w czerwcu 2015 r.), obserwowanego we wszystkich grupach wiekowo-użytkowych. Pogłowiem bydła w grudniu 2015 r. było o 1,8% większe niż przed rokiem, na co wpłynął wzrost liczebności cieląt i młodego bydła. Na rynku rolnym w 2015 r., przy zmniejszonym skupie, ceny większości produktów roślinnych (z wyjątkiem cen skupu ziemniaków) kształtowały się poniżej poziomu sprzed roku. Obniżyły się także ceny większości produktów pochodzenia zwierzęcego (z wyjątkiem cen żywca wołowego), przy wzroście ich podaży. W wyniku głębszego spadku cen produktów rolnych sprzedawanych przez rolników niż cen towarów i usług nabywanych przez nich na cele bieżącej produkcji rolnej i na cele inwestycyjne, wskaźnik „nożyc cen”, w czwartym z kolei roku, kształtował się na niekorzystnym poziomie (97,5 wobec 95,1 w 2014 r.).

W obrotach towarowych handlu zagranicznego (wyrażonych w złotych) w okresie styczeń—listopad 2015 r. obserwowano szybszy wzrost eksportu

w skali roku niż importu (wykr. 8). Po raz pierwszy od wielu lat wymiana zamknęła się dodatnim saldem. Wzrosła wartość obrotów z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE) oraz z krajami rozwijającymi się. Znacznie zmniejszyła się natomiast wymiana z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Eksport i import ogółem w cenach stałych w okresie styczeń—październik 2015 r. były wyższe niż rok wcześniej; mniej korzystnie kształtował się wskaźnik terms of trade (100,5 wobec 103,6).

Profesor Zbigniew Strzelecki — znakomity popularyzator i oddany partner statystyki

14 stycznia 2016 r. na Cmentarzu Wojskowym na Powązkach w Warszawie pożegnaliśmy Pana Profesora Zbigniewa Strzeleckiego, znakomitego badacza, kolegę i popularyzatora statystyki publicznej. Wyróżniał się niezwykleymi waleriami swojej postawy życiowej i zawodowej, wspaniałymi przymiotami osobowości, dbałością o właściwe relacje międzyludzkie i dobro społeczne. Tym samym zajmował szczególne miejsce i odgrywał nieocenioną rolę w życiu naszej społeczności.

Jako pracownik nauki i nauczyciel akademicki był zawsze twórczo zaangażowany, pioniersko kreatywny i z poświęceniem realizował wszystkie zadania. Rozległe zainteresowania naukowe, nacechowane społeczną wrażliwością, uczyniły Profesora niekwestionowanym autorytetem badawczym w zakresie problematyki ludnościowej, polityki społecznej i regionalnej, gospodarki przestrzennej i samorządności czy metodologii badań naukowych. Temu autorytetowi sprzyjała także Jego niezwykle intensywna aktywność zawodowa, która przejawiała się w podejmowaniu wielu wyzwań, nowatorskich przedsięwzięć oraz w długiej liście pełnionych funkcji: sekretarza stanu, dyrektora, eksperta, a także zajmowanych stanowisk naukowych. Umiejętność współdziałania z ekspertami i badaczami różnych środowisk naukowych oraz znakomita organizacja pracy zespołowej gwarantowały sukces wszystkim podejmowanym przez Profesora przedsięwzięciom i projektom.

Swoją wiedzę naukową i doświadczeniem badawczym chętnie wspomagał statystykę publiczną. Od lat współpracował z licznym gronem kolegów statystyków, a najbardziej twórczo i praktycznie z Głównym Urzędem Statystycznym. Jego obecność w różnych zespołach merytorycznych była bardzo pomocna w naszych działaniach i przysłużyła się rozwojowi polskiej statystyki publicznej. Od ponad 15 lat bardzo aktywnie działał w Radzie Statystyki na rzecz budowania dobrego wizerunku statystyki, doskonalenia metodologii i jakości badań oraz dostosowania ich do potrzeb użytkowników, zwłaszcza na poziomie regionalnym. W tym zakresie pracowaliśmy razem niemal do ostatniej chwili, a dalsze zadania czekały na realizację w najbliższym czasie.

Niestety, los chciał inaczej, straciliśmy nie tylko znakomitego naukowca, badacza i popularyzatora statystyki, ale przede wszystkim wspaniałego człowieka, kolegę i przyjaciela. To był dla nas bardzo smutny dzień, a przedwczesna śmierć Profesora była niezwykle przygnębiająca dla wszystkich, którzy Go znali i współpracowali z Nim.

W ciągu kilkunastu ostatnich lat związek Profesora z Głównym Urzędem Statystycznym miał także wymiar instytucjonalny, gdyż jako przewodniczący Rządowej Rady Ludnościowej współpracował ze statystyką nie tylko merytorycznie, ale także organizacyjnie. To za kadencji Pana Profesora Rządowa Rada

Ludnościowa przeżywała wspaniały i społecznie szczególnie wartościowy okres aktywności. Wiele Jego inicjatyw i działań przyczyniło się do upowszechnienia wiedzy o aktualnych problemach społecznych i demograficznych naszego kraju, wyzwalając zainteresowanie oraz praktyczne działania gremiów decyzyjnych. Szczególną rolę w tym względzie odegrały dwa kongresy demograficzne, zainicjowane i zorganizowane pod kierownictwem Profesora. Tej popularyzacji wiedzy o sytuacji ludnościowej sprzyjały także coroczne ogólnopolskie konferencje naukowe o tematyce społecznej i demograficznej¹. Niezwykle cenna była także inicjatywa opracowania kompleksowych założeń polityki ludnościowej w Polsce. Po kilku latach pracy zespołowej inicjatywa ta zakończyła się powodzeniem, czego kolejnym efektem było przygotowanie rekomendacji do praktycznego działania rządu oraz innych instytucji odpowiedzialnych i wspomagających rozwój demograficzny kraju, a także poprawę warunków życia ludności².

Wielce szanowny Panie Profesorze, Twoja aktywność, determinacja i pasja, z jaką realizowałeś misję Rządowej Rady Ludnościowej była godna podziwu i szacunku.

Te właśnie cechy były wizytówką działania Profesora we wszystkich instytucjach, a było ich bardzo dużo, poczynając od Szkoły Głównej Handlowej, której był wierny przez całe życie zawodowe. Ogromnie dużo czasu i zaangażowania poświęcił także aktywności w instytucjach centralnych i regionalnych urzędach administracji publicznej. Jego zaangażowana i twórcza praca w Rządowym Centrum Studiów Strategicznych zaowocowała wieloma pionierskimi inicjatywami. To właśnie za Jego sprawą w tej instytucji powołano Międzyresortowy Zespół do Prognozowania Popytu na Pracę, jako organ pomocniczy Rady Ministrów. Celem prac Zespołu było opracowanie metod i procedur prognozowania popytu na pracę przy uwzględnieniu struktury kwalifikacyjnej w ujęciu przestrzennym. Była to pierwsza w Polsce praca zespołowa, która pod Jego kierunkiem doprowadziła do wypracowania metodologii wraz z algorytmami tworzenia i weryfikacji prognoz oraz narzędziami informatycznymi gotowymi do praktycznego zastosowania³.

Bardzo ważne miejsce w życiu zawodowym Profesora zajmowała Jego aktywność w Mazowieckim Biurze Planowania Regionalnego, gdzie jako dyrektor inicjował wiele prac badawczych i nowatorskich projektów. Biuro wykonywało wiele zadań dotyczących polityki regionalnej i zagospodarowania przestrzenne-

¹ Już po II Kongresie Demograficznym (2012) Profesor był inicjatorem i przewodniczył konferencji poświęconej przemianom ludnościowym w Polsce i ich wpływowi na przyszłość demograficzną kraju (2014) oraz dwóch konferencji, których przedmiotem była zachorowalność i umieralność na nowotwory (2013) oraz choroby układu krążenia (2015).

² *Sytuacja demograficzna Polski i założenia polityki ludnościowej*, Raport 2004, Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa 2006; *Rekomendacje Rządowej Rady Ludnościowej w zakresie polityki ludnościowej Polski*, Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa 2014.

³ *Rynek pracy i popyt na pracę w modelach gospodarki narodowej*, „Studia i Materiały”, Rządowe Centrum Studiów Strategicznych, Międzyresortowy Zespół do Prognozowania Popytu na Pracę, tom I, Warszawa, grudzień 1999.

go oraz opracowało szereg znakomitych dokumentów strategicznych i planistycznych. *To tutaj po raz pierwszy w Polsce zastosowano zintegrowane podejście do planowania przestrzennego oraz programowania regionalnego, ujęto je w jeden spójny proces. W ciągu kilkunastu lat prężnej działalności przygotowano tu i zaktualizowano najważniejsze dokumenty strategiczne i planistyczne dla rozwoju województwa mazowieckiego, takie jak: Strategia Rozwoju Województwa Mazowieckiego do 2030 roku, Plan Zagospodarowania Przestrzennego Województwa Mazowieckiego, Wojewódzki Program Opieki nad Zabytkami na lata 2012—2015, Kontrakt Terytorialny dla Województwa Mazowieckiego, Strategia Rozwoju Makroregionu Polski Centralnej i szereg innych materiałów wdrożeniowych, analitycznych i programowych*⁴.

Szczególne znaczenie praktyczne dla prac Biura, w tym opracowania odnowionej strategii rozwoju woj. mazowieckiego, podnoszenia kompetencji jego pracowników oraz integracji środowiska badawczego wokół myślenia strategicznego na użytek budowania wizji rozwoju regionu mazowieckiego miał projekt badawczy pt. „Trendy rozwojowe Mazowsza”. To długofalowy i przełomowy w skali kraju dokument, którego efektem była kompleksowa diagnoza sytuacji społeczno-gospodarczej woj. mazowieckiego oraz liczne dokumenty strategiczne ukazujące priorytetowe kierunki jego rozwoju⁵.

Swoją aktywność zawodową Profesor poświęcił także Polskiej Akademii Nauk jako członek wielu komitetów naukowych, poczynając od Komitetu Nauk Demograficznych, Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju i — w sposób szczególnie zaangażowany — Komitetu „Polska 2000 plus”, w którym od 2002 r. był wiceprzewodniczącym.

Profesor był także członkiem rad naukowych wielu instytutów, wśród których w szczególności należy podkreślić aktywny udział w pracach Rady Naukowej oraz wieloletnią i owocną współpracę z Instytutem Pracy i Spraw Socjalnych. Przy silnym wsparciu i zaangażowaniu Profesora Instytut zyskał możliwość realizacji zadania pt. „Opracowanie zintegrowanego systemu prognostyczno-informacyjnego umożliwiającego prognozowanie zatrudnienia”, w ramach projektu pt. „Analiza procesów zachodzących na polskim rynku pracy i w obszarze integracji społecznej w kontekście prowadzonej polityki gospodarczej” finansowanego przez Unię Europejską w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego⁶. Była to praktyczna kontynuacja osiągnięć merytorycznych Zespołu do Spraw Prognozowania Popytu na Pracę, działającego wcześniej w Rządowym Centrum Studiów Strategicznych.

⁴ 15 lat Mazowieckiego Biura Planowania Regionalnego w Warszawie. Doświadczenia i perspektywy, Warszawa 2015, s. 3.

⁵ *Trendy Rozwojowe Mazowsza. Diagnoza*, red. naukowa Zbigniew Strzelecki, Mazowieckie Biuro Planowania Regionalnego, Warszawa 2013.

⁶ Efektem tego projektu było 8 raportów problemowych oraz jeden syntetyczny: *Prognozy zatrudnienia w Polsce do 2020 roku. Syntetyczne wyniki i wnioski*, red. naukowa E. Kwiatkowski, B. Suchecki, opracowanie A. Gajdos, P. Włodarczyk, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa 2014.

Za ten ogromny dorobek Profesor został uhonorowany wieloma wysokimi odznaczeniami państwowymi, naukowymi i resortowymi, w tym Krzyżem Kawalerskim Orderu Odrodzenia Polski, Medalem Polskiej Akademii Nauk za szczególne zasługi dla rozwoju nauki polskiej, medalem „Pro Masovia” za usługi dla woj. mazowieckiego oraz — co najważniejsze — wyrazami szacunku, uznania i wdzięczności szerokiego grona współpracowników i kolegów.

Warto podkreślić, że to uznanie i szacunek wynikały z bardzo pozytywnego oddziaływania Profesora na współpracowników i szersze otoczenie społeczne. W trakcie wieloletniej współpracy wiele osób doświadczyło przyjaznych relacji z Profesorem, wśród nich jestem również ja. Minęły bowiem cztery dekady od momentu naszego pierwszego spotkania i od tamtej pory byliśmy w bardzo bliskich relacjach zawodowych, koleżeńskich i przyjacielskich. To wspólne doświadczenia dydaktyczne i projekty badawcze, a także działania na rzecz praktyki i praca w służbie publicznej kształtowały oblicze naszych kontaktów. Wiedziałem, że zawsze mogę liczyć na Profesora, że w potrzebie nigdy nie odmówi mi swojego wsparcia organizacyjnego, merytorycznego czy po prostu przyjacielskiej rady. Takie relacje oraz dobry przykład dodawały mi sił i pewności w działaniu. W wielu sprawach Profesor był dla mnie podporą w pokonywaniu trudności i rozwiązywaniu problemów. Był po prostu Wspaniałym Przyjacielem.

Ale grono przyjaciół Profesora było i jest znacznie szersze. Od wielu lat trzymało się razem w dobrych i trudnych chwilach i zawsze z troską myślało o otaczającej nas rzeczywistości i potrzebie włączenia się do budowy lepszego świata i pomocy potrzebującym. Wszyscy przyjaciele Profesora mają ogromną satysfakcję, że dane im było zetknąć się i współpracować z człowiekiem o tak rozległej wiedzy, pełnym zaangażowania, inicjatywy i stałej gotowości do mierzenia się z wszelkimi przeciwnościami. Ale przede wszystkim z człowiekiem niezłomnym, uczciwym i sprawiedliwym, którego postawa przepełniona była życzliwością, szacunkiem, troską i otwartością na problemy innych. Zapamiętam Cię jako Dobrego Kolegę i Wspaniałego Przyjaciela.

Profesor zapisał się także w pamięci statystyków jako znakomity organizator, oddany partner statystyki i świetny jej popularyzator, służący jej swoją wiedzą i doświadczeniem. Twoje odejście to niepowetowana strata dla wszystkich, którzy Cię znali i z Tobą współpracowali.

Pożegnaliśmy Wybitnego Naukowca, Znakomitego Praktyka i Sympatyka Statystyki.

Pożegnaliśmy Prawego Człowieka niezawodnie życzliwego i służącego pomocą.

Pożegnaliśmy Człowieka oddanego bez reszty swojej rodzinie i przyjaciołom.

Pożegnaliśmy Człowieka, który pozostanie w naszej pamięci i w naszych sercach.

Janusz Witkowski
Prezes GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

- Andrzej Młodak, Tomasz Józefowski, Łukasz Wawrowski* — Zastosowanie metod taksonomicznych w estymacji wskaźników ubóstwa 1
- Krzysztof Czauderna* — Paradoksy skłonności do ryzyka. O pewnej nieścisłości teorii perspektywy 25

BADANIA I ANALIZY

- Roman Kosmalski* — Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym 47
- Małgorzata Podogrodzka* — Przestrzenne zróżnicowanie starości demograficznej w Polsce 62

STATYSTYKA REGIONALNA

- Agnieszka Kozera, Romana Głowicka-Wołoszyn, Feliks Wysocki* — Samodzielność finansowa gmin wiejskich w woj. wielkopolskim 73

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

- Mirosław Gorczyca* — Mieszkalnictwo w Niemczech 88

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

- Wydawnictwa GUS — styczeń 2016 (oprac. *Justyna Gustyn*) 95
- Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — grudzień 2015 r. (oprac. *Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS*) 98
- Janusz Witkowski* — Profesor Zbigniew Strzelecki — znakomity popularyzator i oddany partner statystyki 104

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

Andrzej Młodak, Tomasz Józefowski, Łukasz Wawrowski — Using taxonomic methods in estimating poverty rates **1**

Krzysztof Czauderna — Paradoxes of the propensity to risk. Certain inaccuracies of the prospect theory **25**

SURVEYS AND ANALYSES

Roman Kosmalski — Economic convergence in Poland by sector **47**

Małgorzata Podogrodzka — Spatial diversity of demographic aging in Poland **62**

REGIONAL STATISTICS

Agnieszka Kozera, Romana Głowicka-Wołoszyn, Feliks Wysocki — The financial independence of rural gminas in the Wielkopolskie voivodship **73**

INTERNATIONAL STATISTICS

Miroslaw Gorczyca — Housing in Germany **88**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of the CSO of Poland in January 2016 (by *Justyna Gustyn*) **95**

Information on the socio-economic situation of Poland in December 2015 (by *Aggregated Studies Department, CSO*) **98**

Janusz Witkowski — Professor Zbigniew Strzelecki — excellent popularizer and devoted partner statistics **104**

109

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

- Анджей Млодак, Томаш Юзефовски, Лукаш Вавровски* — Использование таксономических методов в оценивании показателей бедности 1
- Кишиштоф Чаудерна* — Парадоксы склонностей к риску. О некоторой неточности теории перспективы 25

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

- Роман Космальски* — Экономическая конвергенция в секторальном подходе 47
- Малгожата Подогородзка* — Пространственная дифференциация демографического старения в Польше 62

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

- Агнешка Козера, Романа Гловицка-Волошин, Феликс Высоцки* — Финансовая самостоятельность сельских гмин великопольского воеводства 73

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

- Мирослав Горчица* — Жилье в Германии 88

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

- Публикации ЦСУ — январь 2016 г. (разраб. *Юстына Густын*) 95
- Информация о социально-экономическом положении страны — декабрь 2015 г. (разраб. *Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ*) 98
- Януш Витковски* — Профессор Збигнев Стшелецкий — отличный популяризатор и преданный партнер статистики 104

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy 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 oceny osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli zaistnieje 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 zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli Autora.

Informacje dotyczące przysyłania artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

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

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

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

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubienia czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. **w**, **x_i**).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać podając nazwisko autora i rok wydania publikacji według wzoru: (Kowalski, 2002). Z kolei przytaczane z podaniem stron pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać w przypisie dolnym według wzoru: Kowalski (2002), s. 50—58.
15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania według porządku alfabetycznego według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa, s. 15—26. Każda pozycja literatury wymieniona w wykazie powinna być zakończona kropką.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Sprostowanie do numeru 1/2016 „Wiadomości Statystycznych”

W numerze 1/2016 „WS” na stronie redakcyjnej podano w składzie Rady Naukowej „dr hab. Włodzimierz Okrasa”, a powinno być „prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa”.

Redakcja przeprasza Pana Profesora Włodzimierza Okrasę i Czytelników za zaistniały błąd.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”