

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LX
WARSZAWA
MAJ 2015

5

w numerze m.in.:

MAŁGORZATA KALBARCZYK-STĘCŁIK, ANNA NICIŃSKA

Wydarzenia z przeszłości a sytuacja ekonomiczna i zdrowotna osób powyżej 50. roku życia w Europie

KATARZYNA FILIPOWICZ, TOMASZ TOKARSKI

Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów



KOLEGIUM REDAKCYJNE:

dr Stanisław Paradysz (redaktor naczelny, tel. 22 842-07-80), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nac., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdorska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpień-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 888 633 801), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), dr hab. Andrzej Młodak (tel. 62 502-71-16), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 691 031 698), dr inż. Agnieszka Zgierska (tel. 22 608-30-15)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25
http://www.stat.gov.pl/pts/16_PLK_HTML.htm

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-31-01), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab. Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Izabella Zagoździńska, mgr Justyna Gustyn (sekretarz, tel. 22 608-34-37, j.gustyn@stat.gov.pl)

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.:

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

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

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr SULEWSKI

Ocena zdolności tablic dwudzielczych do wykrywania związku między uporządkowanymi cechami typu jakościowego

Tablice wielodzielcze są podstawowym i bardzo często stosowanym narzędziem służącym do badania związku między cechami. Tablicę, która powstaje w wyniku podziału danych według dwóch cech nazywamy dwudzielczą, trzech cech — trójdzielczą itd. Przedmiotem obecnej pracy są tablice dwudzielcze.

Procedura weryfikacji hipotezy podstawowej H_0 o braku stochastycznej zależności między badanymi cechami polega na ustaleniu poziomu istotności testu (najczęściej 5%, rzadziej 10%), a następnie na odnalezieniu w odpowiednich tablicach rozkładu statystyki testowej wartości krytycznej na tym poziomie istotności i porównaniu z wartością statystyki testowej. Gdy ta druga wartość jest choćby tylko nieco mniejsza od pierwszej, to H_0 zostaje przyjęta. Jednak należy zdawać sobie sprawę, jak duże jest prawdopodobieństwo, że przyjmując H_0 można przyjąć hipotezę fałszywą.

Przeprowadźmy zatem następujący eksperyment numeryczny. W pierwszym kroku jego realizacji ustalmy takie prawdopodobieństwa przynależności danej obserwacji do komórki leżącej w i -tym wierszu i j -tej kolumnie, by istniał związek między cechą „po kolumnach” i cechą „po wierszach”. Zatem hipoteza H_0 nie jest prawdziwa. Traktujemy numery wierszy i kolumn jako realizację dwuwymiarowej zmiennej losowej dyskretnej. Siłę związku liczbowo wyraża kowariancja zmiennych. W kroku drugim wygenerujmy wielokrotnie tablice dwudzielcze i przeprowadźmy na każdej z nich test weryfikujący hipotezę H_0 . Następnie policzmy, ile razy H_0 została przyjęta, chociaż słuszną nie jest. W ten

sposób uzyskamy krzywą operacyjno-charakterystyczną, którą można nazwać funkcją słabości testu. W praktyce posługujemy się funkcją mocy testu, będącą dopełnieniem funkcji słabości do jedności. Warto przy tym zauważyć, że nazwa „funkcja mocy testu” lepiej brzmi.

Stosując tablicę dwudzielczą powinniśmy zadać pytanie, jaką zdolność do wykrywania związku między cechami mają tablice dwudzielcze, tzn. jaka jest ich moc. Artykuł pokazuje, jak można odpowiedzieć na to pytanie.

Na podstawie przeprowadzonej analizy można poznać moc testu jedynie dla tablic dwudzielczych 2×2 , natomiast w przypadku tablic o większych wymiarach konieczne jest generowanie tablic dwudzielczych i określenie ich mocy za pomocą badań symulacyjnych. Przeprowadzone przez autora eksperymenty numeryczne pokazały, że wyznaczenie mocy testów na drodze analitycznej i porównanie uzyskanych wyników ze stosownymi wartościami empirycznymi jest możliwe — jak wspomniano wcześniej — jedynie dla tablicy dwudzielczej 2×2 . Przedstawione w pracy wyniki pozwalają czytelnikowi zorientować się, jak moc tablic dwudzielczych zależy od liczebności próby oraz od siły związku między cechami.

W literaturze statystycznej istnieje wiele miar statystycznych testowych związanych z tablicami dwudzielczymi. Spośród nich szczególnie często stosuje się statystykę χ^2_{XY} Pearsona. Istnieją jednak pewne ograniczenia w stosowaniu statystyki χ^2_{XY} Pearsona, która — co warto przypomnieć — ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z $(w-1)(k-1)$ stopniami swobody. W celu zniesienia tych ograniczeń w pracy (Sulewski, 2015) proponuje się wyznaczanie wartości krytycznych za pomocą symulacji komputerowych metodą Monte Carlo.

Praca składa się z dwóch części. Część I ma charakter teoretyczny. Zdefiniowano w niej statystykę χ^2_{XY} Pearsona dla tablic dwudzielczych, centralny i niecentralny rozkład chi-kwadrat oraz kowariancję i współczynnik korelacji zmiennych. Przedstawiono także metodę generowania zawartości tablic dwudzielczych, sposób wyznaczania wartości krytycznych oraz metodę wyznaczania empirycznej i teoretycznej mocy testów. Część II pracy ma charakter eksperymentalny. Składają się na nią przykłady wyznaczania mocy tablic dwudzielczych wraz z ich implementacją komputerową napisaną w języku VBA (*Visual Basic for Applications*) arkusza kalkulacyjnego Excel. Kopię tej implementacji umieszczono w Internecie, co pomoże czytelnikom samodzielnie prowadzić badania statystyczne. Zamieszczono też wykaz użytych procedur i funkcji oraz liczne komentarze dotyczące kodów źródłowych, które są pomocne w poznaniu mechanizmu tworzenia tej implementacji.

W załączonym w Internecie arkuszu kalkulacyjnym można także modelować wykresy funkcji gęstości $f(x)$ (arkusz wyk_r_f(x)) i dystrybuanty $F(x)$ (arkusz wyk_r_F(x)) rozkładu chi-kwadrat (centralnego) oraz funkcji gęstości $f_N(x)$ (arkusz wyk_r_fN(x)) i dystrybuanty $F_N(x)$ (arkusz wyk_r_FN(x)) niecentralnego rozkładu chi-kwadrat.

STATYSTYKA χ^2_{XY} PEARSONA

Tabl. 1 przedstawia tablicę dwudzielczą $w \times k$, która składa się z $w \cdot k$ wartości n_{ij} ($i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$) rozkładu łącznego cech X i Y .

TABL. 1. TABLICA DWUDZIELCZA $w \times k$

Cecha X	Cecha Y				Razem
	Y_1	Y_2	...	Y_k	
X_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1k}	$n_{1\bullet}$
X_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2k}	$n_{2\bullet}$
...	...	...	...	...	...
X_w	n_{w1}	n_{w2}	...	n_{wk}	$n_{w\bullet}$
Razem	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 2}$	...	$n_{\bullet k}$	n

Źródło: opracowanie własne.

Wartość n jest sumą wszystkich wartości n_{ij} tablicy dwudzielczej:

$$n = \sum_{i=1}^w n_{i\bullet} = \sum_{j=1}^k n_{\bullet j} = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij} \quad (1)$$

Statystyka χ^2_{XY} Pearsona do badania niezależności cech w tablicy dwudzielczej $w \times k$ ma postać¹:

$$\chi^2_{XY} = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (2)$$

gdzie:

n_{ij} — liczebność zaobserwowana w i -tym wierszu i j -tej kolumnie,

e_{ij} — liczebność oczekiwana i -tego wiersza i j -tej kolumny dana wzorem:

$$e_{ij} = \frac{n_{i\bullet} \cdot n_{\bullet j}}{n} \quad (i = 1, 2, \dots, w; \quad j = 1, 2, \dots, k) \quad (3)$$

W przedstawionym teście niezależności liczebność próby musi być znaczna, aby w każdej komórce tablicy znalazła się możliwie duża liczba obserwacji.

Dla tablicy dwudzielczej 2×2 wzór (2) można stosować, gdy $n \geq 40$ oraz $e_{ij} \geq 5$ dla każdego $i, j = 1, 2$. Jeżeli $1 \leq e_{ij} < 5$ dla pewnego $i, j = 1, 2$, to zda-

¹ Pearson (1900), s. 157—172.

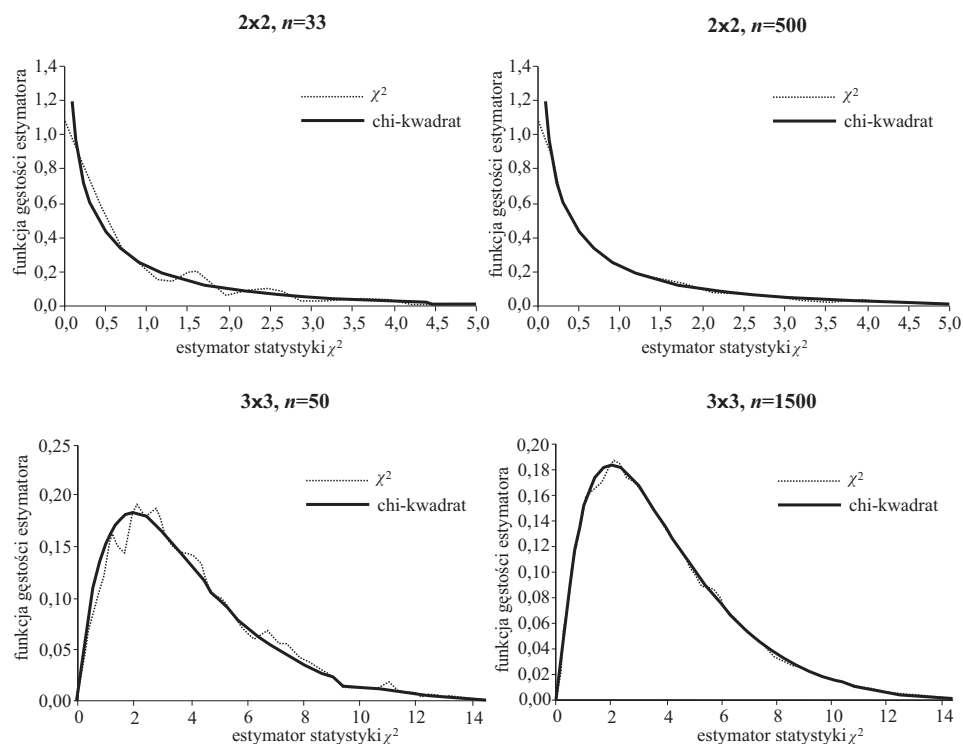
niem Campbella dla tabel 2×2 należy stosować test $n-1$ chi-kwadrat w postaci²:

$${}_{n-1}\chi^2_{XY} = \frac{n-1}{n} \chi^2_{XY} \quad (4)$$

Jeżeli $e_{ij} < 1$ dla pewnego $i, j = 1, 2$, to należy stosować test Fishera-Yatesa (Campbell, 2007).

W przypadku tablicy dwudzielczej większej niż 2×2 — zdaniem m.in. Yatesa, Moore'a i McCabe'a (1999) oraz Shiera (2004) — wzór (2) należy stosować, gdy $e_{ij} \geq 1$ dla każdego $i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$, w sytuacji gdy nie więcej niż 20% wartości oczekiwanych e_{ij} jest mniejsze niż 5.

ROZKŁAD EMPIRYCZNY STATYSTYKI χ^2_{XY} PEARSONA I ROZKŁAD CHI-KWADRAT DLA TABELI $w \times k$ I LICZEBNOŚCI PRÓBY n



Źródło: opracowanie własne.

² Cochran (1952), s. 315—345; Campbell (2007), s. 3661—3675; Pearson (1947), s. 139—167.

Gdy hipoteza H_0 o niezależności cech X, Y jest słuszna, statystyka χ^2_{XY} Pearsona ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z $df = (w-1)(k-1)$ stopniami swobody. Wykres przedstawia funkcję gęstości rozkładu chi-kwadrat z $df = 1$ i $df = 4$ stopniami swobody oraz empiryczną funkcję gęstości rozkładu statystyki χ^2_{XY} uzyskaną metodą Parzena dla tablicy 2×2 , 3×3 i liczebności próby n , gdy H_0 jest słuszna. Dokładny opis tej metody znaleźć można w pracy (Sulewski, 2013). Liczebność próby w przypadku tablicy 3×3 jest większa niż tablicy 2×2 , gdyż tym razem dysponujemy większą liczbą komórek. Liczebność próby dobrano w taki sposób, aby pokazać:

- że rozkład statystyki χ^2_{XY} Pearsona znacznie odbiega od rozkładu chi-kwadrat (2×2 , $n=33$; 3×3 , $n=50$);
- zgodność rozkładu statystyki χ^2_{XY} Pearsona z rozkładem chi-kwadrat (2×2 , $n=500$; 3×3 , $n=1500$).

KOWARIANCJA I WSPÓŁCZYNNIK KORELACJI

Współczynnik korelacji r Pearsona zależy nie tylko od siły związku między cechami, ale także od momentów centralnych rzędu II każdej zmiennej z osobna. Kowariancja natomiast wyraża „czystą” siłę związku między cechami. Zestawienie (1) przedstawia przykładowe wartości prawdopodobieństw p_{ij} dla tablic dwudzielczych 2×2 , przy ustalonej wartości współczynnika korelacji $r = 0$. Tablice z prawdopodobieństwami p_{ij} ($i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$) wykorzystano w procesie generacji tablic dwudzielczych $w \times k$ opisaną poniżej metodą słupkową.

**ZESTAWIENIE (1) WARTOŚCI PRAWDOPODOBIENSTW p_{ij}
W TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2 DLA $r = 0$**

$p_{ij}, r = 0$			$p_{ij}, r = 0$		
ij	1	2	ij	1	2
1	0,250	0,250	1	0,229	0,250
2	0,250	0,250	2	0,249	0,272

$p_{ij}, r = 0$			$p_{ij}, r = 0$		
ij	1	2	ij	1	2
1	0,179	0,244	1	0,151	0,244
2	0,245	0,333	2	0,238	0,373

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zbiór tablic dwudzielczych różniących się wartościami prawdopodobieństw p_{ij} , a jednocześnie o takiej samej wartości współczynnika korelacji r jest zapewne bardzo liczny. Aby radykalnie zmniejszyć licznosc tego zbioru współczynnik korelacji r zastąpiono kowariancją cov_{XY} oraz wprowadzono dwa dodatkowe kryteria przynależności do zbioru — zerowe wartości momentów centralnych mieszanych rzędu trzeciego, mianowicie μ_{12} i μ_{21} . Kryteria te są pewnym unormalnieniem rozkładu. Jak wiadomo rozkład normalny dwuwymiarowy ma wszystkie momenty centralne mieszane rzędu wyższego niż dwa równe zero.

Wykorzystując excelowski Solver wyznaczono takie prawdopodobieństwa p_{ij} , które minimalizują funkcję celu postaci:

$$Fc = [\text{cov}_{XY} - \text{cov } T_{XY}]^2 + \mu_{12}^2 + \mu_{21}^2 \quad (5)$$

W (5) $\text{cov } T_{XY}$ jest kowariancją teoretyczną, cov_{XY} — kowariancją empiryczną daną wzorem:

$$\text{cov}_{XY} = E[(X - E(X))(Y - E(Y))], \quad \text{cov}_{XY} \in \langle -s_X s_Y, s_X s_Y \rangle \quad (6)$$

natomiast μ_{12} i μ_{21} są momentami centralnymi rzędu III danymi wzorami:

$$\mu_{21} = E(X^2 Y) - E(X^2)E(Y) - 2E(X)\text{cov}_{XY} \quad (7)$$

$$\mu_{12} = E(XY^2) - E(X)E(Y^2) - 2E(Y)\text{cov}_{XY} \quad (8)$$

Zestawienie (2) przedstawia wartości prawdopodobieństw p_{ij} dla tablic dwudzielczych 2×2 , przy ustalonej wartości kowariancji cov_{XY} .

**ZESTAWIENIE (2) WARTOŚCI PRAWDOPODOBIENSTW p_{ij}
W TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2 DLA $\text{cov}_{XY} = \{0; 0,05; 0,10; 0,15\}$**

$p_{ij}, \text{cov}_{XY} = 0$			$p_{ij}, \text{cov}_{XY} = 0,05$		
ij	1	2	ij	1	2
1	0,250	0,250	1	0,306	0,203
2	0,250	0,250	2	0,197	0,294
$p_{ij}, \text{cov}_{XY} = 0,10$			$p_{ij}, \text{cov}_{XY} = 0,15$		
ij	1	2	ij	1	2
1	0,349	0,151	1	0,400	0,102
2	0,149	0,351	2	0,098	0,400

Źródło: jak przy tabl. 1.

GENEROWANIE ZAWARTOŚCI TABLIC DWUDZIELCZYCH

W celu generacji zawartości tablicy dwudzielczej $w \times k$ przedział $(0;1)$ podzielono na $w \cdot k$ podprzedziałów o szerokościach równych wartości prawdopodobieństw p_{ij} w taki sposób, że pierwszy podprzedział ma szerokość p_{11} , drugi — p_{12} , ..., k -ty — p_{1k} , ..., ostatni — p_{wk} . Wielkości p_{ij} spełniają warunek normalizacji:

$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad (9)$$

i dobrano je w taki sposób, aby uzyskać żadaną wartość kowariancji.

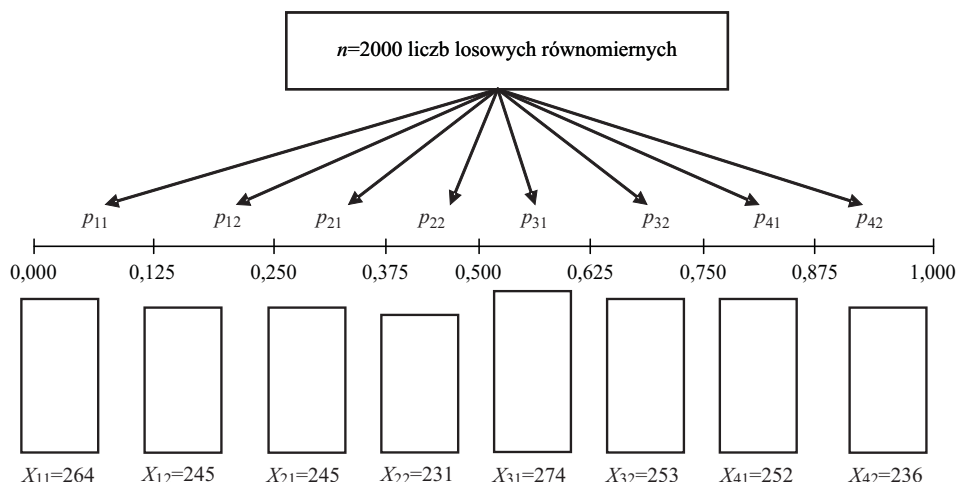
Każda z n wygenerowanych liczb losowych o rozkładzie równomiernym w przedziale $(0;1)$ wpada do jednego z $w \cdot k$ podprzedziałów i tym samym liczba obiektów w odpowiadającej temu podprzedziałowi komórce tablicy zostaje zwiększona o jedną. Wielkości n_{ij} spełniające równość:

$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij} = n \quad (10)$$

określają wielkość obiektów w poszczególnych komórkach tablicy.

Schemat przedstawia wypełnianie komórek tablicy dwudzielczej 4×2 dla liczebności próby $n = 2000$ i kowariancji $\text{cov}_{XY} = 0$.

SCHEMAT WYPEŁNIANIA KOMÓREK TABLICY 4x2



Źródło: opracowanie własne.

Tabl. 2 prezentuje odpowiadającą temu schematowi tablicę dwudzielczą.

TABL. 2. TABLICA DWUDZIELCZA 4×2 , GDY CECHY X I Y SĄ NIEZALEŻNE ($\text{cov}_{XY} = 0$)

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y_1	Y_2	
X_1	264	245	509
X_2	245	231	476
X_3	274	253	527
X_4	252	236	488
Razem	1035	965	2000

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYZNACZANIE WARTOŚCI KRYTYCZNYCH

Wcześniej przedstawiono warunki, jakie muszą być spełnione, aby można było w testach niezależności dla tablic dwudzielczych stosować statystykę opisaną wzorem (2). W dobie coraz szybszych komputerów można za pomocą stosownego oprogramowania znieść te ograniczenia i na podstawie symulacji wyznaczyć wartości krytyczne.

Wartości krytyczne wyznaczono metodą Monte Carlo wyznaczając empiryczne kwantyle, którymi są wartości stosownej statystyki pozycyjnej (David, 1970). W celu wyznaczenia wartości krytycznych dla danej tablicy dwudzielczej oraz liczebności próby wyznaczono $R = 10^5$ wartości statystyki testowej (2) i za wartość krytyczną przyjęto ich $[(1 - \alpha)R]$ statystykę pozycyjną, gdzie α jest poziomem istotności oraz $[\cdot]$ jest częścią całkowitą liczby. Tak duża liczba powtórzeń w obliczeniach statystyki testowej zapewnia uzyskanie dokładnego wyniku. Przy wyznaczaniu wartości krytycznych, gdy między cechami nie ma związku, za wartość tablic dwudzielczych generowano za pomocą metody słupkowej. Generowanie zawartości tablic dwudzielczych innymi metodami, przy założeniu że między cechami nie ma związku, nie miało wpływu na uzyskane wielkości wartości krytycznych.

MOC TABLICY DWUDZIELCZEJ

W testowaniu hipotez statystycznych ich prawdziwość lub fałszywość ocenia się na podstawie wyników próby losowej. Przy takim postępowaniu istnieje możliwość popełnienia błędu. Wyniki z próby mogą przyczynić się do odrzucenia hipotezy H_0 , gdy w istocie jest prawdziwa. Mówi się wtedy o błędzie I rodzaju, a prawdopodobieństwo jego popełnienia oznacza się przez α . W sytuacji odwrotnej przyjmujemy H_0 , która jest fałszywa. Wtedy mamy do czynienia

nia z błędem II rodzaju, którego prawdopodobieństwo popełnienia oznacza się przez β .

Najlepszy byłby test, w którym prawdopodobieństwa α i β byłyby jak najmniejsze, jednak równoczesna ich minimalizacja nie jest możliwa. Dlatego testy buduje się w taki sposób, aby przy ustalonym z góry prawdopodobieństwie popełnienia błędu I rodzaju α zminimalizować prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju β . Tak zbudowane testy nazywane są testami najmocniejszymi, odpowiada im bowiem przy ustalonym α największa moc M , czyli prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy zerowej H_0 , gdy nie jest ona prawdziwa. Moc testu zależy od liczebności próby — im liczniejsza próba, tym większa moc, a także od poziomu istotności testu — im niższy poziom istotności, tym mniejsza moc testu.

W literaturze statystycznej³ rekomendowanym poziomem mocy testu jest wartość większa lub równa 0,8. Oznacza to, że przy ustalonym poziomie istotności α wielkość błędu II rodzaju β nie może być większa niż 0,2.

Przystępując do testowania testów trzeba dysponować narzędziem do modelowania populacji generalnej, czyli do nadawania populacji generalnej określonej właściwości, jaką jest związek między cechami. W związku z tym dane podlegające opracowaniu muszą być danymi pochodzącymi z generatora liczb losowych, a nie danymi wziętymi z praktyki. Należy wiedzieć, jaki jest rzeczywisty związek między cechami, inaczej nie zbada się mocy testów.

W celu wyznaczenia empirycznej mocy testu — czyli zdolności tablicy dwudzielczej do odrzucenia hipotezy mówiącej o tym, że związku nie ma — niezbędne jest generowanie tablic dwudzielczych. Uwzględniając narzuconą siłę związku między cechami, do wypełnienia tablicy dwudzielczej skorzystano z metody słupkowej wykorzystującej rozkład równomierny.

Jeżeli dysponuje się tablicą dwudzielczą 2×2 z prawdopodobieństwami $tp_{ij} = 0,25$ ($i, j = 1, 2$) odpowiadającymi przypadkowi niezależności cech, a danej zależności cech odpowiada tablica dwudzielcza 2×2 z prawdopodobieństwami p_{ij} ($i, j = 1, 2$), to moc testu M_T dla statystyki χ^2 Pearsona na poziomie istotności α można wyznaczyć analitycznie korzystając z niecentralnego rozkładu chi-kwadrat (Zieliński, 1972):

$$M_T = 1 - F_N(\chi^2_{1-\alpha,1}; 1, \lambda) \quad (11)$$

gdzie:

$\chi^2_{1-\alpha,1}$ — wartość krytyczna testu chi-kwadrat,

³ Cohen (1965), s. 92—121.

$F_N(x; 1, \lambda)$ — dystrybuenta niecentralnego rozkładu chi-kwadrat dla 1 stopnia swobody i parametru niecentralności:

$$\lambda = n \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \frac{(p_{ij} - Tp_{ij})^2}{Tp_{ij}} \quad (12)$$

Znając wartość statystyki testowej χ_{XY}^2 danej wzorem (2) dla różnej liczebności próby n wyznaczono empiryczną moc testu za pomocą wzoru:

$$M_E = \frac{V - U}{V} \quad (13)$$

gdzie U określa liczbę tych spośród V wszystkich możliwych przypadków, kiedy to wartość statystyki χ_{XY}^2 jest mniejsza od wartości krytycznej $\chi_{1-\alpha, (w-1)(k-1)}^2$ na poziomie istotności α .

W celu porównania teoretycznej oraz empirycznej mocy testów przeprowadzono test równości prawdopodobieństw M_T i M_E wykorzystując statystykę:

$$z = \frac{M_E - M_T}{\sqrt{\frac{M_T \cdot (1 - M_T)}{n}}} \quad (14)$$

która ma asymptotycznie rozkład normalny. Hipotezę zerową $H_0 : M_E = M_T$ odrzuca się, jeżeli:

$$z \leq -u_{1-\alpha/2} \vee z \geq u_{1-\alpha/2} \quad (15)$$

Wartości krytyczne u_α można wyznaczyć za pomocą formuły arkuszowej — Rozkład.Normalny.S.Odw(α) albo za pomocą funkcji — Application. NormSInv(α).

Przykład 1

Zbadano zdolność tablicy dwudzielczej 2×2 do wykrywania związku między cechami X , Y na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wykorzystując statystykę χ_{XY}^2 dla $n \in \{50; 100\}$ i $\text{cov}_{XY} \in \{0; 0,05; 0,075; 0,1; 0,125; 0,15\}$. Empiryczne moce testów porównano z mocami teoretycznymi za pomocą testu równości prawdopodobieństw.

Zestawienie (3) zawiera wykaz procedur i funkcji wykorzystanych do badania mocy testu w tablicach dwudzielczych.

ZESTAWIENIE (3) PROCEDUR I FUNKCJI WYKORZYSTANYCH DO BADANIA MOCY TESTU

Wyszczególnienie	Typ	Realizowane zadanie
MocTestu	procedura	wyznaczanie mocy testu dla tablic dwudzielczych
ExpNij	funkcja	wyznaczanie liczebności oczekiwanej
SX2	funkcja	obliczanie sum brzegowych w wierszach
SY2	funkcja	obliczanie sum brzegowych w kolumnach
GenTab	funkcja	generowanie zawartości tablicy dwudzielczej
CzyscDane	procedura	czyszczenie komórek
Kwantyle	funkcja	wyznaczanie wartości krytycznej
Sort	funkcja	sortowanie
ChiKw1	funkcja	obliczanie wartości statystyki χ^2_{XY}
ChiKw2	funkcja	obliczanie wartości statystyki $n-1 \chi^2_{XY}$
Solver1	funkcja	przygotowanie Solvera
Solver2	funkcja	usuwanie warunków ograniczających z Solvera
DChiKw	funkcja	obliczanie dystrybuanty rozkładu chi-kwadrat (centralnego)
DNChiKw	funkcja	obliczanie dystrybuanty niecentralnego rozkładu chi-kwadrat
Frakcja	funkcja	przeprowadzanie testu równości prawdopodobieństw
Gamma	funkcja	wyznaczanie wartości funkcji gamma
GammaN	funkcja	wyznaczanie wartości niepełnej funkcji gamma

Źródło: jak przy tabl. 1.

Implementację komputerową wyznaczania mocy testu dla statystyki χ^2 Pearsona utworzoną w edytorze VBA arkusza kalkulacyjnego Excel przedstawiono w pliku MocChi, który umieszczono w Internecie⁴. Po wprowadzeniu wartości zmiennych, oznaczonych w zestawieniu (4) szarym tłem, uruchomiono procedurę MocTestu. Kody tej procedury uruchamiają excelowski Solver, który minimalizując funkcję celu (5) w arkuszu p -wa tworzy wartości prawdopodobieństw p_{ij} ($i=1, \dots, w$; $j=1, \dots, k$) wykorzystane w procesie generowania tablic dwudzielczych. Efektem końcowym działania procedury MocTestu jest teoretyczna i empiryczna moc testu oraz test równości prawdopodobieństw (zestawienie (4)).

ZESTAWIENIE (4) WYNIKÓW DZIAŁANIA PROCEDURY MOCY TESTU DLA $n = 50$

Wyszczególnienie	Wartości otrzymanych wyników
Liczba wierszy	$w=2$
Liczba kolumn	$k=2$
Poziom istotności	$\alpha=0,05$
Liczebność próby	$n=50$
Kowariancja	$\text{cov}_{XY}=0$
Liczba powtórzeń testu	$V=5000$
Teoretyczna moc testu	$M_T=0,051$
Empiryczna moc testu	$M_E=0,058$
Test równości	$H_0: M_T=M_E$ — nieodrzucona

Źródło: jak przy tabl. 1.

⁴ Pod adresem <http://www.utogim.eu/mocchi.xls>.

Przeprowadzając powyższe symulacje dla pozostałych wartości kowariancji otrzymano następujące wyniki:

ZESTAWIENIE (5) TEORETYCZNEJ I EMPIRYCZNEJ MOCY TESTU DLA $n = 50$

cov_{XY}	M_T	M_E	$H_0: M_T = M_E$
0,000	0,051	0,058	nieodrzucona
0,050	0,293	0,304	nieodrzucona
0,075	0,564	0,591	nieodrzucona
0,100	0,807	0,836	nieodrzucona
0,125	0,942	0,960	nieodrzucona
0,150	0,989	0,998	nieodrzucona

Źródło: jak przy tabl. 1.

Uruchamiając procedurę MocTestu dla liczebności próby $n = 100$ wyznaczono teoretyczną i empiryczną moc testu oraz przeprowadzono test równości prawdopodobieństw (zestawienie (6)).

ZESTAWIENIE (6) WYNIKÓW DZIAŁANIA PROCEDURY MOCY TESTU DLA $n = 100$

Wyszczególnienie	Wartości otrzymanych wyników
Liczba wierszy	$w=2$
Liczba kolumn	$k=2$
Poziom istotności	$\alpha=0,05$
Liczebność próby	$n=100$
Kowariancja	$\text{cov}_{XY}=0$
Liczba powtórzeń testu	$V=5000$
Teoretyczna moc testu	$M_T=0,053$
Empiryczna moc testu	$M_E=0,049$
Test równości	$H_0: M_T = M_E$ — nieodrzucona

Źródło: jak przy tabl. 1.

Przeprowadzając powyższe symulacje dla pozostałych wartości kowariancji otrzymano następujące wyniki:

ZESTAWIENIE (7) TEORETYCZNEJ I EMPIRYCZNEJ MOCY TESTU DLA $n = 100$

cov_{XY}	M_T	M_E	$H_0: M_T = M_E$
0,000	0,053	0,049	nieodrzucona
0,050	0,516	0,535	nieodrzucona
0,075	0,851	0,868	nieodrzucona
0,100	0,979	0,983	nieodrzucona
0,125	0,999	1,000	nieodrzucona
0,150	1,000	1,000	nieodrzucona

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dla $\text{cov}_{XY} = 0$ (zestawienie (5) i (7), gdy hipoteza zerowa H_0 o braku związku między cechami X i Y jest słuszna, moc testu oscyluje wokół założonego poziomu istotności α , co potwierdza prawidłowość przeprowadzonych symu-

lacji. Wraz ze wzrostem cov_{XY} oraz n moc testu rośnie i największe wartości przyjmuje dla $\text{cov}_{XY} = 0,15$, gdy niespełnienie H_0 jest największe. We wszystkich przypadkach hipoteza zerowa $H_0 : M_T = M_E$ o równości mocy testów nie została odrzucona. Fakt ten także potwierdza prawidłowość przeprowadzonych symulacji komputerowych metodą Monte Carlo dla tablic dwudzielczych 2×2 i można za pomocą proponowanego narzędzia wyznaczać empiryczną moc testów także dla tablic większych niż 2×2 (przykład 2).

Przykład 2

Zbadano zdolność tablicy dwudzielczej 4×2 do wykrywania związku między cechami X , Y na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, wykorzystując statystykę χ^2_{XY} dla $n \in \{100, 150\}$ i $\text{cov}_{XY} \in \{0; 0,05; 0,075; 0,1; 0,125; 0,15; 0,175; 0,2\}$.

Zestawienie (3) zawiera wykaz procedur i funkcji wykorzystanych do badania mocy testu w tablicach dwudzielczych. Po wprowadzeniu wartości zmiennych oznaczonych szarym wypełnieniem (zestawienie (8)) uruchomiono procedurę MocTestu, w wyniku działania której wyznaczono empiryczną moc testu.

ZESTAWIENIE (8) WYNIKÓW DZIAŁANIA PROCEDURY MOCY TESTU DLA $n = 100$

Wyszczególnienie	Wartości otrzymanych wyników
Liczba wierszy	$w=4$
Liczba kolumn	$k=2$
Poziom istotności	$\alpha=0,05$
Liczebność próby	$n=100$
Kowariancja	$\text{cov}_{XY}=0$
Liczba powtórzeń testu	$V=5000$
Empiryczna moc testu	$M_E=0,053$

Źródło: jak przy tabl. 1.

Przeprowadzając powyższe symulacje dla pozostałych wartości kowariancji oraz dla $n = 150$ otrzymano następujące wyniki:

ZESTAWIENIE (9) EMPIRYCZNEJ MOCY TESTU DLA TABLICY 4×2 i $n \in \{100, 150\}$

cov_{XY}	$n=100$	$n=150$
0,000	0,053	0,054
0,050	0,126	0,183
0,075	0,257	0,355
0,100	0,417	0,600
0,125	0,609	0,811
0,150	0,801	0,942
0,175	0,922	0,989
0,200	0,966	0,999

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dla $\text{cov}_{XY} = 0$ (zestawienie (9), gdy hipoteza zerowa H_0 o braku związku między cechami X i Y jest słuszna, moc testu oscyluje wokół założonego poziomu istotności α , co potwierdza prawidłowość przeprowadzonych symulacji. Wraz ze wzrostem cov_{XY} oraz n moc testu rośnie i największe wartości przyjmuje dla $\text{cov}_{XY} = 0,2$, gdy niespełnienie H_0 jest największe.

Podsumowanie

W badaniu niezależności cech w tablicy $w \times k$ najważniejsza jest zaproponowana przez Pearsona statystyka χ^2_{XY} . W celu zniesienia ograniczeń w zakresie stosowania statystyki χ^2_{XY} posiadającej rozkład chi-kwadrat z $(w-1)(k-1)$ stopniami swobody wartości krytyczne wyznaczono na podstawie symulacji.

Artykuł udziela odpowiedzi na pytanie, jaka jest zdolność tablic dwudzielczych do wykrywania związku między cechami, inaczej mówiąc — jaka jest ich moc. W tym celu generowano zawartość tablic dwudzielczych i wyznaczono empiryczną moc testów. Dla tablicy 2×2 obliczono także teoretyczną moc testów, którą porównano z wartością empiryczną. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy o równości tychże prawdopodobieństw potwierdza prawidłowość przeprowadzonych symulacji metodą Monte Carlo.

Dzięki gotowej implementacji komputerowej i dokładnie opisanym przykładom czytelnik może samodzielnie badać moc testów z wykorzystaniem statystyki χ^2_{XY} Pearsona.

Analiza mocy testu staje się bardzo ważnym narzędziem w pracy badacza, szczególnie na etapie planowania doświadczeń, jak również po zakończeniu badań, jako element skuteczności podjętych działań.

dr Piotr Sulewski — *Akademia Pomorska w Słupsku*

LITERATURA

- Campbell I. (2007), *Chi-squared and Fisher-Irwin tests of two-by-two tables with small sample recommendations*, „Statistics in Medicine”, Vol. 26, No. 19
- Cochran W. G. (1952), *The χ^2 test of goodness of fit*, „Annals of Mathematical Statistics”, Vol. 23, No. 3
- Cohen J. (1965), *Some statistical issues in psychological research*, [w:] B. B. Wolman (red.), *Handbook of clinical psychology*, New York: Academic Press
- David H. A. (1970), *Order statistics*, Wiley, New York
- Pearson E. (1947), *The choice of statistical tests illustrated on the interpretation of data classed in a 2×2 table*, „Biometrika”, Vol. 34
- Pearson K. (1900), *On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling*, „Philosophy Magazine”, Series (5), Vol. 50

- Shier R. (2004), *The Chi-squared test for two-way tables*, Mathematics Learning Support Centre
- Sulewski P. (2013), *Modyfikacja testu niezależności*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, GUS
- Sulewski P. (2015), *Wyznaczanie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielodzielczych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, GUS
- Yates D., Moore D., McCabe G. (1999), *The Practice of Statistics* (1st Ed.), New York, W. H. Freeman
- Zieliński R. (1972), *Tablice statystyczne*, PWN, Warszawa

SUMMARY

Proposed by Pearson in 1900 χ^2_{XY} formula is still the most important measure to study the characteristics independence, especially since it has its extension for three variable and higher tables. The question is, what is the ability of two variable tables to detect relationship between features, what is their power. It is difficult to answer this question on the basis of the analysis. The best way seems to be generating two variable tables and determine power through simulation studies. For the 2x2 two variable table is it also possible to designate test power on the analytical way as well as comparison of obtained analytical results with empirical values.

The work results will allow the reader to get an idea of the extent to which power of two variable tables depends on the sample size and the strength of the association between features. Aim of this study is to provide a ready computer implementation to test power of two variable tables stated as a set on the Internet. Presented theory and some examples will help readers to explore the test power using Pearson's χ^2 statistics and model the course of the density function and cumulative distribution central and non-central chi-square distribution.

РЕЗЮМЕ

Предложенная Пирсоном в 1900 г. статистика χ^2_{XY} , является все еще самым важным измерителем для обследования независимости характеристик, тем более что она имеет свое расширение для трехразделительных таблиц и выше.

Тем не менее возникает вопрос, какой является способность двухразделительных таблиц для обнаружения связи между характеристиками, то есть какой является их мощность. Трудно ответить на этот вопрос на основе анализа, поэтому наилучшим способом кажется быть разработка двухразделительных таблиц и определение мощности с использованием моделированных обследований. Для двухразделительной таблицы 2x2 возможным является также определение мощности критерия с использованием анализа и сопоставления полученных результатов с эмпирическими

значениями. Представленные в статье результаты позволяют заинтересованным читателям выяснить, в какой степени мощность двухразделительных таблиц зависит от численности выборки и силы связи между характеристиками.

Целью статьи является предоставление готовой компьютерной имплементации для обследования мощности критериев двухразделительных таблиц в виде файла в Интернете. Представленные теория и примеры позволяют анализировать мощность критериев с использованием статистики χ^2 Пирсона, а также моделировать ход функции плотности и функции распределения центрального и нецентрального распределения хи-квадрат.

Małgorzata KALBARCZYK-STĘCŁIK, Anna NICIŃSKA

Wydarzenia z przeszłości a sytuacja ekonomiczna i zdrowotna osób powyżej 50. roku życia w Europie

Bieżąca sytuacja ekonomiczna i zdrowotna kształtuje się w znacznej mierze w przeszłości. Stan zdrowia w wieku dorosłym zależy od okresu płodowego i niemowlęstwa¹ oraz problemów zdrowotnych², opieki medycznej i warunków środowiska w późniejszym okresie życia (Wadsworth, 1997; Kuh i in., 2013). Sytuacja ekonomiczna z kolei zależy od akumulacji zasobów w całym cyklu życia, którą poza czynnikami zewnętrznymi, jak długookresowa stopa procentowa czy odziedziczony majątek, kształtuje skłonność do oszczędzania oraz dochody. Te ostatnie wiążą się z inwestycją czasu i wysiłku poniesionego w przeszłości na formowanie kapitału ludzkiego. Biorąc pod uwagę fakt, że stan zdrowia w dzieciństwie wpływa na uzyskiwane wyniki w nauce, a w efekcie wykształcenie i poziom kapitału ludzkiego (Power i in., 1999), warto badać sytuację zdrowotną i ekonomiczną łącznie.

Z punktu widzenia państwa opiekuńczego, stawiającego sobie za cel zapewnienie równości szans oraz usunięcie nadmiernych nierówności społecznych, jest ważne, jak wydarzenia z przeszłości kształtują sytuację w przyszłości. Pomimo zwiększania w społeczeństwach ponowoczesnych ruchliwości społecznej na skutek działania instytucji państwa opiekuńczego, w wielu krajach, podobnie jak w Polsce, nadal utrzymuje się stosunkowo sztywna stratyfikacja³. Znaczenie równości szans i dostępu do zasobów zwłaszcza w pierwszych latach życia jest kluczowe zarówno jeśli chodzi o kwestie ekonomiczne, jak i zdrowotne.

Badanie prezentowane w artykule podejmuje problematykę wpływu historii życia i wydarzeń z przeszłości na bieżący stan zdrowia (zarówno w ujęciu obiektywnym, jak i subiektywnym) osób w wieku co najmniej 50. lat w krajach Europy oraz na bieżące dochody gospodarstw domowych tych osób. Na podstawie danych (bieżących i retrospekcyjnych) zebranych w trzeciej rundzie badania SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) zanalizowano częstość występowania wybranych zdarzeń w przeszłości oddziałujących na bieżącą ocenę stanu zdrowia oraz dochodowe grupy kwartyłowe.

¹ Barker (1998), s. 13—41; Palloni i in. (2009), s. 1574—1582.

² Benzeval, Judge (2001), s. 1371—1390.

³ Domański (2009), s. 381—395.

Analizę przeprowadzono z wykorzystaniem bazy danych z SHARE. Jest to badanie panelowe obejmujące osoby powyżej 50. roku życia (50+) zamieszkałe w 19 krajach europejskich i Izraelu⁴. Dotychczas opublikowano wyniki czterech rund badawczych przeprowadzanych od 2004 r. co dwa lata, przy czym zbiór krajów nieznacznie różnił się między rundami. Runda trzecia, zwana SHARE-LIFE, objęła w latach 2008 i 2009: Austrię, Belgię, Czechy, Danię, Francję, Grecję, Hiszpanię, Holandię, Polskę, Niemcy, Szwajcarię, Szwecję oraz Włochy. Artykuł wykorzystuje dane z rundy trzeciej, która zawiera unikalne dane zebrane w retrospekcyjnym wywiadzie biograficznym (historii życia). Wywiad objął 26568 osób i dotyczył zarówno historii związków, posiadanych dzieci, jak i sytuacji mieszkaniowej, zdrowotnej i zawodowej respondentów w całym dotychczasowym życiu. Zebrano także informacje dotyczące bieżącej sytuacji dochodowej gospodarstwa respondenta, jak również sytuacji zdrowotnej w ujęciu subiektywnym oraz obiektywnym.

W badaniu dokonano analizy zależności między wydarzeniami z przeszłości a sytuacją zdrowotną i ekonomiczną osób w wieku 50+. Jako subiektywną miarę zdrowia przyjęto odpowiedź na pytanie „czy może Pan/Pani powiedzieć, że Pana/Pani obecny stan zdrowia jest...” ocenianą na skali 5-stopniowej: 1 — doskonały, 2 — bardzo dobry, 3 — dobry, 4 — zadowolający, 5 — zły (w analizach odpowiedzi zagregowano do skali 3-stopniowej). Za obiektywną miarę zdrowia przyjęto miarę siły uścisku dłoni mierzoną podczas wywiadu za pomocą dynamometru. Respondenci dwukrotnie dokonywali pomiaru uścisku dłoni obu rąk. Pomiar siły uścisku dłoni uważany jest za bardzo trafną miarę ograniczeń w sprawności funkcjonalnej i niepełnosprawności⁵. Z tego powodu w badaniu obiektywną miarą stanu zdrowia są kwartyle dla wartości średniej geometrycznej z drugiego pomiaru prawej i lewej dłoni. Jako miarę aktualnej sytuacji ekonomicznej wybrano kwartyle przeciętnych miesięcznych dochodów bieżących z 12 miesięcy poprzedzających badanie w przeliczeniu na członka gospodarstwa domowego (wyrażone w euro w przeliczeniu na siłę nabywczą).

W analizie statystycznej w podziale na zmienne przedstawiono średnie wartości liczby pokoi w dzieciństwie, stanu zdrowia w dzieciństwie na skali 5-stopniowej, wieku rozpoczęcia pierwszej pracy i narodzin pierwszego dziecka. Zbadano również odsetek osób, które doświadczyły kiedykolwiek głodu, ubóstwa, pogorszenia zdrowia, okresu szczególnego szczęścia oraz były objęte regularną opieką medyczną (stomatologiczną, badaniami ciśnienia i morfologii krwi, a dla kobiet również badaniami ginekologicznymi i mammografią) i zbadano, czy różnice w średnich i odsetkach są statystycznie istotne.

⁴ Szczegółowe informacje o metodologii badania SHARE są dostępne w opracowaniu pod redakcją Börsch-Supana i Jürgesa (2005) oraz w dokumentacji na stronie internetowej projektu <http://www.share-project.org>.

⁵ Rantanen i in. (1999), s. 556—558.

ZDROWIE

W tabl. 1 przedstawiono wydarzenia z przeszłości w podziale na grupy kwartylowe miary siły uścisku dłoni, zaś tabl. 2 przedstawia te same wydarzenia w podziale na subiektywną miarę oceny stanu zdrowia.

TABL. 1. WYDARZENIA Z PRZESZŁOŚCI WEDŁUG GRUP KWARTYLOWYCH SIŁY UŚCISKU DŁONI OSÓB W WIEKU 50+

Wyszczególnienie	Grupy kwartylowe			
	I	II	III	IV
Średnia:				
Liczba pokoi w wieku 10 lat ^a	3,47	3,67	3,74	3,83
Stanu zdrowia w wieku 10 lat ^a	2,13	2,09	2,03	1,97
Wiek: rozpoczęcia pierwszej pracy ^a	19,19	19,16	19,08	19,05
narodzin pierwszego dziecka ^a	25,09	25,15	26,39	27,34
Odsetek osób deklarujących:				
Doświadczenie okresu: głodu ^a	10,45	6,87	6,82	5,56
ubóstwa ^b	34,30	33,27	32,11	30,97
pogorszenia zdrowia ^a	46,87	40,94	38,32	34,93
szczęścia ^b	48,62	47,99	44,60	40,22
Regularne wizyty u stomatologa ^a	63,13	72,47	70,67	71,47
Regularne badania: ciśnienia ^a	75,41	70,05	67,05	66,60
morfologii krwi ^a	73,73	67,71	65,98	66,55
<i>Liczba obserwacji</i>	5935	5935	5935	5934
Regularne badania mammograficzne ^a	58,32	68,70	68,27	58,90
Regularne wizyty u ginekologa ^a	63,46	74,38	78,00	72,60
<i>Liczba obserwacji</i>	5350	4920	2584	146

^a Test Kruskala-Wallisa. ^b Analiza wariancji na różnice średnich między grupami kwartylowymi dla $p < 0,01$.

U w a g a. Wartości kwartyli uścisku dłoni według grup: I — $Q_{1/4} = 22$; II — $Q_{2/4} = 29$; III — $Q_{3/4} = 39$ w kg liczone dla całej próby.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych SHARE z rundy 3(1).

Stan zdrowia w przeszłości mający wpływ na zdrowie ludzi w wieku 50+ analizowano biorąc pod uwagę subiektywną ocenę jego stanu w wieku 10 lat, jak i występowanie okresów złego stanu zdrowia po 15. roku życia. Osoby badane charakteryzujące się najlepszym zdrowiem, zarówno w subiektywnej, jak i obiektywnej ocenie bieżącego stanu, także najlepiej oceniały zdrowie w wieku lat dziesięciu. Relacja ta jest monotoniczna, co oznacza, że im lepsze było zdrowie w pierwszych latach życia, tym lepsze zdrowie obserwowano wśród osób w wieku 50+. Różnice w średniej ocenie zdrowia w dzieciństwie dla grup kwartylowych siły uścisku dłoni, jak i dla kategorii subiektywnej oceny zdrowia w chwili badania były statystycznie istotne.

TABL. 2. WPŁYW WYDARZEŃ Z PRZESZŁOŚCI WEDŁUG WARTOŚCI SUBIEKTYWNEJ OCENY ZDROWIA

Wyszczególnienie	Powyżej dobrej	Dobra	Poniżej dobrej
Średnia:			
Liczba pokoi w wieku 10 lat ^a	4,04	3,73	3,35
Stanu zdrowia w wieku 10 lat ^a	1,64	2,12	2,28
Wiek: rozpoczęcia pierwszej pracy ^a	19,96	19,12	18,60
narodzin pierwszego dziecka ^a	26,47	26,16	25,59

^a Notka jak przy tabl. 1.

**TABL. 2. WPŁYW WYDARZEŃ Z PRZESZŁOŚCI
WEDŁUG WARTOŚCI SUBIEKTYWNEJ OCENY ZDROWIA (dok.)**

Wyszczególnienie	Powyżej dobrej	Dobra	Poniżej dobrej
Odsetek osób deklarujących:			
Doświadczenie okresu: głodu ^a	3,49	6,30	12,23
ubóstwa ^b	26,39	30,42	38,62
pogorszenia zdrowia ^a	20,41	32,49	61,71
szczęścia ^b	40,96	44,13	49,21
Regularne wizyty u stomatologa ^a	77,15	69,96	60,32
Regularne badania: ciśnienia ^a	59,58	69,68	77,20
morfologii krwi ^a	59,14	68,58	75,15
<i>Liczba obserwacji</i>	6123	9768	10677
Regularne badania mammograficzne ^a	67,00	65,44	58,12
Regularne wizyty u ginekologa ^a	76,21	71,63	63,57
<i>Liczba obserwacji</i>	3208	5357	6153

a, b Notki jak przy tabl. 1.

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Ż r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wpływ okresu gorszego stanu zdrowia po 15. roku życia był podobny jak problemów zdrowotnych w dzieciństwie i różnice te były jeszcze bardziej zauważalne. W subiektywnej ocenie zdrowia najwyższy odsetek osób, które doświadczyły pogorszenia stanu zdrowia obserwowano w grupie respondentów deklarujących złe lub zadawalające zdrowie, a najniższy wśród osób oceniających zdrowie bardzo dobrze. Różnica między tymi odsetkami jest znaczna, gdyż wynosi ponad 40 p.proc. Podobnie najwyższy odsetek osób deklarujących pogorszenie zdrowia charakteryzuje pierwszą grupę kwartylową siły uścisku dłoni. Zarówno dla subiektywnej, jak i obiektywnej miary zdrowia różnice w odsetkach są istotne statystycznie. Sugeruje to, że na stan zdrowia ma zarówno wpływ zdrowie w dzieciństwie, jak i przebyte choroby w wieku dorosłym.

Poza przebytymi chorobami wpływ na zdrowie po 50. roku życia ma także opieka medyczna w przeszłości. Regularne badania krwi i ciśnienia tętniczego charakterystyczne były dla osób oceniających najgorzej swój stan zdrowia oraz dla osób z pierwszej grupy kwartylowej siły uścisku dłoni. Z kolei najwyższy odsetek respondentów deklarujących regularne wizyty u stomatologa obserwowano wśród oceniających swoje zdrowie bardzo dobrze. Podobnie kobiety oceniające bardzo dobrze swoje zdrowie najczęściej regularnie wykonywały badania mammograficzne i kontrole ginekologiczne. Wyniki te wskazują na odrębny charakter opieki stomatologicznej i ginekologicznej (w tym także mammografii) od badań krwi i ciśnienia, które są badaniami leczniczymi. Regularne badania ciśnienia i morfologii krwi wykonuje się u osób chorych, w szczególności przewlekłe. Opieka dentystyczna ma również charakter leczniczy, jednak coraz częściej podkreśla się jej charakter profilaktyczny, gdyż jej brak może stanowić istotną trudność czy wręcz przeszkodę w leczeniu innych schorzeń⁶.

⁶ Trzeciak i in. (2007), s. 217—221.

Bez wątpienia regularne badania ginekologiczne i mammografia są kluczowe w profilaktyce nowotworów piersi, macicy i jajników. Biorąc pod uwagę nierówny dostęp do tego rodzaju usług, pomimo publicznej opieki zdrowotnej, obserwowane różnice w korzystaniu ze specjalistycznej opieki medycznej nie zaskakują.

Analiza zaś obiektywnej miary stanu zdrowia nie wskazuje na monotoniczną relację między odsetkiem osób regularnie poddających się badaniom stomatologicznym, ginekologicznym i mammograficznym a siłą uścisku dłoni, aczkolwiek różnice w odsetkach w poszczególnych grupach kwartylowych nie są bardzo duże.

Zbadano także wpływ sytuacji ekonomicznej w dzieciństwie na stan zdrowia osób w wieku 50+. Badanie SHARE informuje o przebytych okresach głodu i ubóstwa oraz o liczbie pokoi w dzieciństwie, które można traktować jako miernik sytuacji ekonomicznej w dzieciństwie. Respondenci, którzy doświadczyli ubóstwa lub głodu charakteryzowali się gorszym zdrowiem po 50. roku życia zarówno w ocenie subiektywnej, jak i obiektywnej. Wśród osób o złym lub zadowalającym stanie zdrowia odsetek osób deklarujących doświadczenie okresu głodu był najwyższy (12%) i czterokrotnie wyższy niż wśród osób o bardzo dobrym stanie zdrowia. Zróżnicowanie w odsetkach osób deklarujących doświadczenie ubóstwa było mniejsze, ale bardziej powszechne od doświadczenia okresu głodu. Warto zwrócić uwagę, że przebycie okresu głodu lub ubóstwa oddziaływało na stan zdrowia, co odzwierciedlało się w ocenie zdrowia w wieku późniejszym. Średnia liczba pokoi przypadająca w wieku 10 lat potwierdziła wpływ sytuacji ekonomicznej w dzieciństwie na zdrowie w późniejszym okresie. Osoby zamieszkujące w dzieciństwie domy o najmniejszej liczbie pokoi charakteryzowały się najgorszym zdrowiem. Różnice w średniej liczbie pokoi w rodzinnym domu w dzieciństwie były istotne zarówno dla subiektywnej, jak i obiektywnej miary zdrowia.

Różnice w stanie zdrowia widoczne są także ze względu na wiek rozpoczęcia pierwszej pracy, jak i narodzin pierwszego dziecka. W subiektywnej ocenie zdrowia obserwowano, że zdrowsze osoby później rozpoczynały pracę zarobkową. Odwrotna relacja widoczna była w analizie siły uścisku dłoni. Osoby z pierwszej grupy kwartylowej charakteryzowały się najpóźniejszym wiekiem rozpoczęcia pracy. Rozbieżności te wynikają z różnicy między subiektywną a obiektywną miarą i znaczeniem płci dla jej wyników. Mężczyźni charakteryzowali się znacznie wyższą siłą uścisku dłoni niż kobiety w każdym wieku, ale pogorszeniu ich stanu zdrowia towarzyszył zwykle gwałtowniejszy spadek siły uścisku dłoni.

Zależność między wiekiem urodzenia pierwszego dziecka a obiektywną miarą zdrowia była monotonicznie rosnąca, co wiązało się z wyższą siłą uścisku dłoni mężczyzn niż kobiet. Osoby z czwartej grupy kwartylowej charakteryzowały się najwyższym wiekiem urodzenia dziecka. Analiza subiektywnej miary wskazuje na podobne zależności. Wiąże się to również z wykształceniem i późniejszym

formowaniem rodzinnych związków wśród osób dłużej kształcących się. Z kolei osoby wyżej wykształcone charakteryzowały się lepszym zdrowiem⁷.

DOCHODY

Tabl. 3 przedstawia wybrane wydarzenia biograficzne w podziale na grupy kwartylowe przeciętnych miesięcznych dochodów bieżących w przeliczeniu na członka gospodarstwa domowego osób w wieku co najmniej 50 lat.

TABL. 3. WYDARZENIA Z PRZESZŁOŚCI WEDŁUG GRUP KWARTYLOWYCH ŚREDNICH MIESIĘCZNYCH DOCHODÓW NA OSOBE W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH OSÓB W WIEKU 50+

Wyszczególnienie	Grupy kwartylowe			
	I	II	III	IV
Średnia:				
Liczba pokoi w wieku 10 lat ^a	3,16	3,66	4,26	3,61
Stanu zdrowia w wieku 10 lat ^a	2,02	2,14	2,18	1,96
Wiek: rozpoczęcia pierwszej pracy ^a	18,88	18,75	19,72	19,12
narodzin pierwszego dziecka ^a	26,22	25,62	26,47	25,32
Odsetek osób deklarujących:				
Doświadczenie okresu: głodu ^a	12,06	11,99	8,48	2,91
ubóstwa ^b	40,51	36,64	32,68	31,50
pogorszenia zdrowia ^a	42,83	45,48	43,83	43,10
szczęścia ^b	47,41	47,63	48,06	45,99
Regularne wizyty u stomatologa ^a	46,44	63,34	77,26	90,01
Regularne badania: ciśnienia ^a	75,75	77,11	72,16	59,07
morfologii krwi ^a	75,88	76,15	70,71	53,27
<i>Liczba obserwacji</i>	4058	4059	4058	4059
Regularne badania mammograficzne ^a	54,91	63,25	68,47	59,97
Regularne wizyty u ginekologa ^a	58,63	65,19	73,17	74,29
<i>Liczba obserwacji</i>	2318	2370	2128	2318

a, b Notki jak przy tabl. 1.

U w a g a. Wartości kwartyli uścisku dłoni według grup: I — $Q_{1/4} = 700$; II — $Q_{2/4} = 1200$; III — $Q_{3/4} = 6000$ euro w przeliczeniu na siłę nabywczą liczone dla całej próby.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analizę bieżącej sytuacji ekonomicznej w zależności od wydarzeń z przeszłości rozpoczęto od stanu zdrowia w dzieciństwie. Najlepszy stan zdrowia w wieku 10 lat charakteryzował osoby z czwartej dochodowej grupy kwartylowej (tabl. 3). Wprawdzie test analizy wariancji nie jest w stanie określić, które z porównywanych średnich różnią się istotnie od siebie, jednak dodatkowy test wykorzystujący statystykę *t*-Studenta przy uchylonym założeniu o równości wariancji potwierdza istotnie różną wartość średnią oceny zdrowia osób z czwartej grupy kwartylowej od osób z niższych grup kwartylowych. Jedno-

⁷ Kunst, Mackenbach (1994), s. 932—937.

wcześnie oceny stanu zdrowia w dzieciństwie sugerują niemonotoniczną relację między zdrowiem w dzieciństwie i dochodami w późniejszym wieku. Wyniki te przy założeniu o jednakowym błędzie pomiaru we wszystkich grupach kwartylowych wskazują na ważną rolę zdrowia oraz opieki zdrowotnej w dzieciństwie w kształtowaniu sytuacji ekonomicznej w późniejszym wieku.

Jeśli chodzi o okresy pogorszenia stanu zdrowia po ukończeniu 15. roku życia, to nie ma podstaw twierdzić, że występowały z częstością odwrotnie proporcjonalną do decyla bieżących dochodów. Najniższy odsetek osób, które doświadczyły pogorszenia zdrowia charakteryzował pierwszą grupę kwartylową, jednak nie różni się on istotnie od pozostałych grup kwartylowych. W kontekście omówionych wyników oznacza to, że problemy zdrowotne w dorosłości nie są tak ważne dla sytuacji ekonomicznej w wieku późniejszym, jak tego rodzaju problemy w dzieciństwie. Sugeruje to, że korzyści z ochrony zdrowia w dzieciństwie są większe niż z ochrony zdrowia dorosłych pod względem utraconych dochodów w wieku późniejszym.

Analiza sytuacji ekonomicznej z przeszłości wskazuje, że odsetki osób, które doświadczyły kiedykolwiek głodu oraz ubóstwa maleją wraz ze wzrostem kwartylu dochodowego. Zróżnicowanie pod względem okresu głodu jest większe niż ubóstwa, przy czym ubóstwo występowało powszechniej niż głód. Najmniejszą liczbę pokoi w domu rodzinnym zaobserwowano u osób z pierwszej grupy kwartylowej dochodu i różnica ta była statystycznie istotna. Warto zauważyć, że relacja między średnią liczbą pokoi a kwantylem dochodów w wieku późniejszym nie jest monotoniczna. Wyniki te potwierdzają zależność między sytuacją ekonomiczną w przeszłości i w wieku późniejszym, zwłaszcza w grupie osób o względnie najgorszej sytuacji ekonomicznej.

Można również zauważyć istotne różnice pod względem wieku rozpoczęcia pierwszej pracy. Osoby znajdujące się w pierwszych dwóch grupach kwartylowych dochodów przeciętnie podejmowały pracę w młodszym wieku niż osoby z wyższych grup kwartylowych dochodu, zgodnie z wynikami testu *t*-Studenta z korektą porównania średnich rozkładów o nierównej wariancji. Różnica ta wprawdzie nie była duża (ok. 8 miesięcy), ale można ją wiązać z dłuższym okresem kształcenia osób z trzeciej i czwartej grupy kwartylowej dochodu. Pomimo wcześniejszego rozpoczęcia pracy osób z pierwszej i drugiej grupy kwartylowej, założenie rodziny rozumiane jako narodziny dziecka występowało najpóźniej u osób znajdujących się w pierwszej dochodowej grupie kwartylowej. Wyniki te mogą sugerować, że wśród osób o najniższych dochodach w wieku późniejszym są osoby o stosunkowo niskich dochodach z pierwszej pracy zawodowej. Zgromadzenie zasobów wystarczających do osiągnięcia samodzielności ekonomicznej trwało u nich stosunkowo najdłużej. Być może dlatego, pomimo najwcześniejszego podjęcia pracy, najpóźniej decydowały się one na narodziny dziecka. Poza czynnikiem dochodowym opóźnienie rodzicielstwa w pierwszej grupie kwartylowej w stosunku do innych grup mogło się wiązać z gorszym stanem zdrowia ograniczającym płodność.

Niebywale ciekawe zależności zaobserwowano między bieżącą sytuacją ekonomiczną gospodarstwa a opieką medyczną w przeszłości. Regularne leczenie dentystyczne i badania ginekologiczne były tym częstsze, im wyższa grupa kwartylowa dochodów w wieku późniejszym, podczas gdy odwrotną zależność obserwowano dla regularnych badań ciśnienia i morfologii krwi. Istotnie najniższy odsetek kobiet objętych regularną mammografią występuje w pierwszej dochodowej grupie kwartylowej. Wyniki te ponownie wskazują na odrębny charakter opieki stomatologicznej, ginekologicznej i mammograficznej od badań morfologii i ciśnienia krwi.

Warto jeszcze zauważyć, że występowanie szczególnie szczęśliwych okresów w życiu występowało jednakowo często dla wszystkich badanych osób niezależnie od przynależności do dochodowych grup kwartylowych.

Wnioski

Wydarzenia biograficzne istotnie wpływają zarówno na sytuację zdrowotną, jak ekonomiczną wśród respondentów badania historii życia SHARE. Po pierwsze, zbadane wydarzenia z historii życia mają wpływ na zdrowie osób w wieku powyżej 50. roku życia, ocenianego zarówno subiektywnie jak i obiektywnie. Po drugie, obserwowano istotne zależności między wydarzeniami z przeszłości a bieżącą sytuacją dochodową gospodarstw domowych osób w wieku 50+.

Wpływ na sytuację zdrowotną osób w wieku co najmniej 50 lat ma zarówno zdrowie w dzieciństwie, jak i okresy pogorszenia zdrowia, opieka medyczna i sytuacja ekonomiczna. Problemy zdrowotne doświadczone w dzieciństwie, w przeciwieństwie do takich problemów w wieku późniejszym, istotnie obniżają dochody gospodarstw domowych w badanej populacji. Uzyskane wyniki sugerują, że stratyfikacja ekonomiczna nie jest sztywna przez cały czas trwania życia, z wyjątkiem osób o najniższych dochodach. Najniższa średnia liczba pokoi w dzieciństwie, która wskazuje na najgorszą sytuację ekonomiczną w dzieciństwie, wystąpiła wśród osób z pierwszej grupy kwartylowej dochodu w wieku późniejszym, a także wśród osób o najgorszym zdrowiu. Na tej podstawie uważamy, że najmniejszą mobilnością dochodową charakteryzowały się osoby o najniższych dochodach, podczas gdy osoby o wyższych dochodach częściej przemieszczały się między skalami ekonomicznymi. Jeśli celem państwa opiekuńczego jest umożliwienie większej mobilności dochodowej i zmniejszanie różnic dochodowych, jak również zmniejszanie kosztów leczenia w wieku późniejszym, to ważne jest dbanie o zdrowie w dzieciństwie, zwalczanie ubóstwa oraz zapewnienie równego dostępu do ochrony zdrowia, szczególnie profilaktyki.

LITERATURA

- Barker D. J. P. (1998), *Programming the baby*, [w:] *Mothers, babies and health in later life*, (red.) D. J. P. Barker Churchill Livingstone, Edinburgh
- Benzeval M., Judge K. (2001), *Income and health: the time dimension*, „Social Science and Medicine”, Vol. 52
- van den Berg G. J., Lindeboom M., Portrait F. (2006), *Conjugal bereavement effects on health and mortality at advanced ages*, IZA Discussion Paper, No. 2358
- Börsch-Supan A., Jürges H. (red.) (2005), *The Survey of Health, Aging, and Retirement in Europe — Methodology*, MEA, Mannheim
- Domański H. (2009), *Stratyfikacja a system społeczny w Polsce*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, nr 2
- Heckman J. J., Masterov D. V. (2007), *The productivity argument for investing in young children*, NBER Working Paper, No. 13016
- Kuh D., Cooper R., Hardy R., Richards M., Ben-Shlomo Y. (2013), *A life course approach to healthy aging*, Oxford Press, Oxford
- Kunst A. E., Mackenbach J. P. (1994), *The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries*, „American Journal of Public Health”, Vol. 84
- Palloni A., Milesi C., White R. G., Turner A. (2009), *Early childhood health, reproduction of economic inequalities and the persistence of health and mortality differentials*, „Social Science and Medicine”, Vol. 68
- Power C., Manor O., Matthews S. (1999), *The duration and timing of exposure: effects of socio-economic environment on adult health*, „American Journal of Public Health”, Vol. 89
- Rantanen T., Guralnik J. M., Foley D., Masaki K., Leveille S., Curb D. J., White L. (1999), *Midlife hand grip strength as a predictor of old age disability*, „Journal of the American Medical Association”, Vol. 281
- Trzeciak P., Zembala M., Szyguła-Jurkiewicz B., Zębik T. (2007), *Kiedy i dlaczego pacjent po operacjach wad serca wymaga specjalnego postępowania i opieki, także ze strony stomatologa. Infekcyjne zapalenie wsierdzia*, „Czasopismo Stomatologiczne”, Vol. 60, No. 4
- Wadsworth M. (1997), *Health inequalities in the life course perspective*, „Social Science and Medicine”, Vol. 44

SUMMARY

Data from the SHARE panel (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe), expanded in the third round SHARELIFE panel, show that the events of the past are important for the development of the current situation and the economic health of living in Europe people aged at least 50 years. Self-assessment of health status and handshake power differ significantly depending on the health and economic status in childhood, the experience gained during periods of ill and medical care in adulthood. For those with the lowest economic status in childhood, stratification has not changed later in life. Bad or just satisfactory health in childhood was associated with low household income in later life. This was not observed in periods of deterioration in health in adulthood.

РЕЗЮМЕ

На основе данных из панельного обследования SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe), расширенного в третьем раунде панель SHARELIFE было представлено, что события прошлого имеют значение для формирования текущего состояния здоровья и экономического положения лиц в возрасте не менее 50 лет проживающих в Европе.

Самооценка состояния здоровья и сила рукопожатия значительно отличалась в зависимости от состояния здоровья и экономического статуса в детстве, опыта полученного в периодах плохого здоровья и медицинской помощи в зрелом возрасте. Для лиц с самым низким экономическим статусом в детстве, стратификация не изменилась и позже. Плохое или просто удовлетворительное здоровье в детстве было связано с низкими доходами домашнего хозяйства позже, чего не наблюдалось в периодах плохого здоровья в зрелом возрасте.

Agnieszka MAJKA

Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia ludności w Polsce w ujęciu dynamicznym

Badanie poziomu życia i jego zróżnicowania nabiera szczególnego znaczenia w kontekście analizy stopnia przemian gospodarczych, porównania rozwoju wybranych obszarów czy wskazania dysproporcji życia społeczeństwa zamieszkującego dany region. Dzięki takim ocenom można wskazać dystans dzielący poszczególne regiony, wyodrębnić grupy o zbliżonym poziomie życia, uchwycić podobieństwa i różnice występujące pomiędzy poziomem życia w poszczególnych jednostkach administracyjnych czy określić zagrożenia danego regionu.

Wstępując do Unii Europejskiej (UE) Polska włączyła się w realizację polityki spójności mającej na celu promowanie harmonijnego rozwoju całego terytorium UE poprzez działania prowadzące do zmniejszenia zróżnicowania w rozwoju jej regionów, a tym samym do wzmocnienia spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej Wspólnoty. Efektem tej polityki powinno być wyrównywanie dysproporcji w poziomie życia mieszkańców poszczególnych regionów UE. W ramach polityki spójności w latach 2007—2013 Polska otrzymała łącznie 67 mld euro, czyli 20% całego budżetu UE przeznaczonego na ten cel.

Biorąc pod uwagę, że wszystko co dzieje się w społeczeństwie i w gospodarce zmienia się w miarę upływu czasu, zasadne wydaje się spojrzenie na zmiany, jakie nastąpiły w zróżnicowaniu poziomu życia mieszkańców poszczególnych regionów Polski. Celem artykułu jest ocena zróżnicowania poziomu życia mieszkańców województw w latach 2004—2012.

Do oceny przestrzennego zróżnicowania poziomu życia powszechnie wykorzystywane są metody taksonomiczne, pozwalające na wyodrębnianie grup regionów o zbliżonym poziomie rozpatrywanych cech. W obecnym opracowaniu posłużono się syntetycznym miernikiem taksonomicznym, do budowy którego wykorzystano dane (dotyczące zarówno ekonomicznych, jak i pozaekonomicznych aspektów poziomu życia) pochodzące z GUS.

DEFINICJE POZIOMU ŻYCIA

Rosnące, w ciągu ostatnich lat, zainteresowanie zagadnieniami poziomu życia, jakości życia czy warunków życia sprawiło, że badaniami z tego zakresu aktualnie zajmują się przedstawiciele różnych dyscyplin naukowych. Wielu

badaczy próbuje określić, czym jest poziom życia i czym różni się od pokrewnych kategorii. Obserwowane są rozbieżności, jakie występują zarówno w merytorycznym, jak i metodologicznym podejściu do rozważanego pojęcia. Zasadniczą kwestią pomiędzy poziomem a jakością życia jest sfera materialności, duchowości i odczuć społeczeństwa.

Jedna z pierwszych definicji poziomu życia została sformułowana przez zespół ekspertów ONZ w 1954 r. W jej rozumieniu *pojęcie poziomu życia obejmuje całokształt rzeczywistych warunków życia ludzi oraz stopień ich materialnego i kulturalnego zaspokojenia potrzeb poprzez strumień dóbr i usług odpłatnych, a także pochodzących z funduszy społecznych*¹.

Polskim pionierem zgłębiającym tę problematykę był m.in. A. Luszczewicz. Zdefiniował on poziom życia jako *stopień zaspokojenia materialnych i kulturalnych potrzeb gospodarstw domowych realizowany poprzez strumienie towarów i usług odpłatnych oraz poprzez strumienie funduszy konsumpcji zbiorowej*². A. Luszczewicz wyróżnił ponadto siedem podstawowych rodzajów potrzeb: wyżywienie, bezpieczeństwo, ochrona zdrowia, warunki mieszkaniowe, komunikacja i transport, oświata i kultura oraz środowisko.

Zbliżone podejście do poziomu życia prezentują Teresa Słaby, która podaje jego definicję jako *stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i kulturalnych przy istniejącej infrastrukturze umożliwiającej to zaspokojenie*³ oraz Czesław Bywalec, który pisze, że *jest to stopień zaspokojenia potrzeb wynikający z konsumpcji wytworzonych przez człowieka dóbr materialnych i usług*⁴. Nieco inne podejście ma Z. Żekoński, pisząc, że *jest to całokształt warunków, w jakich żyje społeczeństwo, grupa społeczno-zawodowa, gospodarstwo domowe lub jednostka, wyrażających się przede wszystkim w udogodnieniach dotyczących procesu zaspokojenia potrzeb indywidualnych i zbiorowych, a więc w warunkach, w których przebiega zachowanie konsumpcyjne, w warunkach: ekologicznych, pracy, czasu wolnego i sposobach jego wykorzystania oraz w niektórych aspektach organizacji życia społecznego, na przykład bezpieczeństwa osobistego*⁵.

Pojęcie warunków życia ludności często stosowane jest zamiennie z pojęciem poziomu życia ludności. Jednak według A. Luszczewicza (1972) warunki życia na ogół określają całokształt czynników determinujących zaspokojenie potrzeb ludzkich wpływających na poziom życia i możliwości ich zaspokojenia, natomiast poziom życia odnosi się do samego stopnia zaspokojenia potrzeb ludzkich.

Przywołane definicje poziomu życia wskazują na złożoność tej kategorii. Jest to kategoria nieobserwowalna w sposób bezpośredni, do jej opisu wykorzystuje

¹ Piasny (1993), s. 74.

² Luszczewicz (1982), s. 13.

³ Słaby (1990), s. 25–34.

⁴ Bywalec (2007), s. 33.

⁵ Żekoński (1974), s. 357–362.

się wiele różnych wskaźników społeczno-gospodarczych oraz ekonomicznych, które nie tyle są miarą poziomu życia, co jego uzewnętrznieniem.

Kompleksowa ocena stopnia zaspokojenia potrzeb powinna być przeprowadzana zarówno od strony obiektywnej, jak i subiektywnej. Obiektywne miary poziomu życia wyrażają zjawiska lub procesy dokonujące się niezależnie od podmiotów konsumpcji, subiektywne zaś wyrażają indywidualne opinie ludzi na temat stopnia zaspokojenia ich potrzeb⁶. Mimo że wskaźniki subiektywne mają ograniczenia, to jednak znacząco uzupełniają braki w badaniach powstających wskutek stosowania wskaźników obiektywnych. Warto podkreślić, że stosowanie subiektywnych wskaźników poziomu życia jest coraz częściej uznawane za niezbędne do formułowania polityki społecznej oraz oceny jej efektywności (Veenhoven, 2000).

Nad ujednoliceniem sposobów mierzenia jakości i poziomu życia pracują od wielu lat naukowcy reprezentujący różne dyscypliny, jak również międzynarodowe organizacje, takie jak ONZ i OECD, a także UE. Warto też wspomnieć o europejskim badaniu dochodów i warunków życia (EU SILC), które ma na celu dostarczenie aktualnych i porównywalnych danych dotyczących dochodów, ubóstwa, wykluczenia społecznego i warunków życia⁷. Interesującą propozycją wskaźnika jest też „indeks lepszego życia” (*Better Life Index* — BLI), uruchomiony przez OECD w 2011 r., który pozwala na holistyczne spojrzenie na kwestię dobrobytu społeczeństwa. BLI jest narzędziem, które pozwala porównać poziom życia w ponad 30 krajach członkowskich OECD na podstawie 11 głównych kategorii⁸.

BADANIA EMPIRYCZNE

Na podstawie przesłanek merytorycznych ustalono zestaw potencjalnych zmiennych diagnostycznych dotyczących wielu aspektów życia, takich jak: wynagrodzenia, rynek pracy, opieka zdrowotna i społeczna, komunikacja i infrastruktura gospodarcza, sytuacja mieszkaniowa, oświata i kultura, środowisko, bezpieczeństwo, dochody i wydatki budżetów. Przy doborze zmiennych kierowano się koniecznością w miarę wszechstronnego opisu poziomu życia, dostępnością i kompletnością danych statystycznych. Wybrane zmienne miały charakter wskaźnikowy. Na liście potencjalnych zmiennych diagnostycznych znalazły się:

wynagrodzenia i rynek pracy:

x_1 — przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł (w podmiotach gospodarczych o liczbie pracujących powyżej 9 osób),

⁶ Grzega (2012), s. 102.

⁷ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> (22.07.2014).

⁸ <http://oecdbetterlifeindex.org> (22.07.2014).

- x_2 — % osób w gospodarstwach domowych żyjących poniżej ustawowej granicy ubóstwa,
- x_3 — stopa bezrobocia rejestrowanego w %,
- x_4 — liczba pracujących na 1000 mieszkańców,
- x_5 — odsetek pracujących w rolnictwie,
- x_6 — odsetek pracujących w usługach,
- x_7 — bezrobotni z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie ludności w wieku produkcyjnym,
- x_8 — bezrobotni pozostający bez pracy powyżej 24 miesięcy w ogólnej liczbie bezrobotnych,
- x_9 — ludność w wieku przedprodukcyjnym na 1 tys. osób w wieku produkcyjnym,
- x_{10} — ludność w wieku poprodukcyjnym na 1 tys. osób w wieku produkcyjnym;

opieka zdrowotna i społeczna:

- x_{11} — wydatki budżetowe w dziale ochrona zdrowia na 1 mieszkańca w zł,
- x_{12} — liczba lekarzy na 1 tys. mieszkańców,
- x_{13} — liczba mieszkańców przypadających na 1 aptekę ogólnodostępną,
- x_{14} — placówki stacjonarnej opieki społecznej na 1 tys. ludności;

infrastruktura gospodarcza:

- x_{15} — rozdzielcza sieć wodociągowa w km na 100 km²,
- x_{16} — rozdzielcza sieć kanalizacyjna w km na 100 km²,
- x_{17} — rozdzielcza sieć gazowa w km na 100 km²,
- x_{18} — gęstość dróg (drogi o twardej nawierzchni w km na 100 km²),
- x_{19} — liczba ludności przypadająca na 1 placówkę pocztową;

zasoby mieszkaniowe:

- x_{20} — wydatki budżetowe w dziale gospodarka mieszkaniowa na 1 mieszkańca w zł,
- x_{21} — przeciętna powierzchnia mieszkań w przeliczeniu na 1 osobę,
- x_{22} — liczba mieszkań na 1 tys. ludności,
- x_{23} — odsetek mieszkań wyposażonych w wodociąg,
- x_{24} — odsetek mieszkań wyposażonych w łazienkę,
- x_{25} — odsetek mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy;

oświata, kultura i rekreacja:

- x_{26} — odsetek dzieci w wieku 3—6 lat objętych wychowaniem przedszkolnym,

- x_{27} — studenci szkół wyższych na 10 tys. ludności,
- x_{28} — szkoły ponadgimnazjalne dla młodzieży na 1 tys. ludności,
- x_{29} — liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu,
- x_{30} — liczba uczniów szkół gimnazjalnych przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu,
- x_{31} — wydatki budżetowe w dziale kultura i sport na 1 mieszkańca w zł,
- x_{32} — liczba klubów sportowych na 1 tys. ludności,
- x_{33} — księgozbiór bibliotek na 1 tys. ludności,
- x_{34} — domy i ośrodki kultury, kluby i świetlice na 10 tys. mieszkańców;

bezpieczeństwo i środowisko:

- x_{35} — przestępstwa stwierdzone w zakończonych postępowaniach przygotowawczych w przeliczeniu na 10 tys. mieszkańców,
- x_{36} — nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska na 1 mieszkańca,
- x_{37} — odpady wytworzone na 1 km² (poza odpadami komunalnymi),
- x_{38} — lesistość w %.

Po zgromadzeniu niezbędnych danych i wstępnej ich analizie statystycznej, listę potencjalnych zmiennych diagnostycznych zredukowano poprzez odrzucenie zmiennych quasi-stałych. Za progową wartość przyjęto współczynnik zmienności niższy od 10%, eliminując tym samym sześć zmiennych, dla których współczynniki zmienności w latach 2004, 2008 i 2012 wyniosły odpowiednio: x_9 — 2,1%, 1,6% i 1,2%; x_{10} — 8,4%, 7,7% i 6,5%; x_{21} — 4,5%, 4,6% i 5,6%; x_{22} — 6,2%, 6,3% i 7,0%; x_{23} — 3,8%, 3,6% i 2,7% oraz zmienna x_{24} — 5,6%, 5,5% i 6,3%.

Dobre cechy diagnostyczne powinny wykazywać niskie skorelowanie z innymi cechami diagnostycznymi. Mocne skorelowanie cech świadczy o tym, że są one nośnikami podobnych informacji. Aby nie dochodziło do redundancji danych i nadreprezentacji niektórych aspektów życia, wykorzystano parametryczną procedurę doboru cech diagnostycznych zaproponowaną przez Hellwiga⁹, która pozwala na zidentyfikowanie tzw. skupień i cech izolowanych. Skupienia (złożone z cech do siebie podobnych ze względu na znaczny stopień skorelowania) zawierają jedną cechę centralną oraz pewną liczbę cech satelitarnych. Cechy „leżące” poza skupieniami określa się mianem cech izolowanych. Za cechy diagnostyczne przyjmuje się ostatecznie cechy centralne i izolowane. Przy założeniu krytycznej wartości współczynnika korelacji 0,7, listę potencjalnych zmiennych diagnostycznych zredukowano o zmienne: x_1 , x_7 , x_{19} i x_{33} . Ostatecznie do analizy użyto 28 zmiennych, spośród których dziewięć, tj.: x_2 , x_3 , x_5 , x_8 , x_{13} , x_{29} , x_{30} , x_{35} i x_{37} uznano za destymulanty, a pozostałe za stymulanty.

⁹ Hellwig (1981), s. 46.

W celu ujednolicenia zmiennych diagnostycznych, które były wyrażone w różnych jednostkach pomiarowych, a także charakteryzowały się różnymi przedziałami rozpiętości, w kolejnym kroku analizy przeprowadzono ich unitaryzację według następujących wzorów:

$$z_{ik} = \frac{x_{ik} - \min_i \{x_{ik}\}}{\max_i \{x_{ik}\} - \min_i \{x_{ik}\}} \quad \text{gdy cecha } X_k \text{ była stymulantą oraz}$$

$$z_{ik} = \frac{\max_i \{x_{ik}\} - x_{ik}}{\max_i \{x_{ik}\} - \min_i \{x_{ik}\}} \quad \text{gdy cecha } X_k \text{ była destymulantą}$$

przy czym z_{ik} ($i = 1, 2, \dots, n$, $k = 1, 2, \dots, K$) oznacza zunitaryzowaną wartość cechy X_k w obiekcie O_i .

Do oceny poziomu życia mieszkańców Polski wykorzystano metodę wzorca rozwoju Z. Hellwiga, która umożliwia porządkowanie badanych obiektów ze względu na poziom zjawisk, których nie da się zmierzyć jedną miarą. Miernik rozwoju Hellwiga syntetyzuje informacje z ciągu zmiennych diagnostycznych i przyporządkowuje analizowanemu zjawisku agregatową jedną miarę¹⁰.

Na podstawie zmiennych z_{ik} ustalono współrzędne wzorca (rozwoju) poziomu życia:

$$z_{o1}, z_{o2}, \dots, z_{ok} \quad \text{gdzie } z_{ok} = \max_i \{z_{ik}\}.$$

Odległości poszczególnych obiektów (województw) od tak ustalonego wzorca obliczano wykorzystując formułę:

$$d_i = \left[\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_{ok})^2 \right]^{1/2} \quad (k = 1, 2, \dots, K)$$

Na podstawie wartości syntetycznej zmiennej d_i skonstruowano unormowany względny miernik poziomu życia:

$$z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0} \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

$$\text{gdzie } d_0 = \bar{d} + 2S_d, \text{ przy czym } \bar{d} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i, \quad S_d = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2 \right]^{1/2}.$$

¹⁰ Hellwig (1968), s. 323—326.

Tak utworzony miernik przyjmuje z reguły wartości z przedziału $[0; 1]$. Im mniejsza jest różnica wartości z_i od jedności, w tym mniejszym stopniu poziom rozwoju obiektu O_i różni się od obiektu modelowego. Ujemna wartość miernika z_i może pojawić się wówczas, gdy rozwój danego obiektu jest zdecydowanie słabszy od rozwoju obiektów pozostałych¹¹.

Wartości tak obliczonych mierników poziomu życia mieszkańców województw przedstawiono w tabl. 1.

W analizowanych latach 2004, 2008 i 2012 tylko województwa śląskie i zachodniopomorskie plasowały się na tej samej, niezmiennej pozycji. W pięciu przypadkach pozycja w 2012 r. była wyższa niż w 2004 r., a w pięciu — niższa, przy czym zmiany w rankingu nie przekraczały czterech pozycji. Zróznicowanie województw względem poziomu życia było dość duże — współczynnik zmienności, w każdym z wyszczególnionych lat, przekroczył 51%.

Należy też zauważyć, że syntetyczne mierniki poziomu życia przyjmowały zdecydowanie niskie wartości. Maksymalna wartość miernika była niższa od 0,4, co wskazuje na bardzo duży dystans nawet „najmocniejszego” województwa od (abstrakcyjnego) wzorca poziomu życia. Zaobserwowana sytuacja wynika niewątpliwie z faktu, że osiągnięcie wysokich wyników w jednym aspekcie życia często pociąga za sobą niemożność osiągnięcia równie wysokich wyników w innych dziedzinach. Na podstawie wskaźników taksonomicznych ustalonych dla wybranych dziedzin, kształtujących ogólny poziom życia ludności, możemy stwierdzić np., że „bezpieczeństwo i środowisko” pozostają w opozycji do „infrastruktury gospodarczej”.

TABL. 1. SYNTETYCZNE, WZGLĘDNE MIERNIKI POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW POLSKI

Wyszczególnienie	2004		2008		2012	
	miara syntetyczna	pozycja	miara syntetyczna	pozycja	miara syntetyczna	pozycja
Dolnośląskie	0,302	3	0,376	2	0,327	2
Kujawsko-pomorskie	0,197	9	0,157	11	0,114	13
Lubelskie	0,087	14	0,060	16	0,024	16
Lubuskie	0,191	10	0,215	9	0,201	10
Łódzkie	0,216	7	0,305	6	0,240	7
Małopolskie	0,322	2	0,349	3	0,301	4
Mazowieckie	0,263	5	0,328	4	0,317	3
Opolskie	0,169	11	0,189	10	0,205	9
Podkarpackie	0,129	12	0,137	12	0,182	11
Podlaskie	0,065	15	0,127	13	0,044	15
Pomorskie	0,225	6	0,294	7	0,281	5
Śląskie	0,428	1	0,445	1	0,380	1
Świętokrzyskie	0,094	13	0,080	14	0,125	12
Warmińsko-mazurskie ...	0,043	16	0,067	15	0,068	14

¹¹ Nowak (1990), s. 39, 88 i 89.

TABL. 1. SYNTETYCZNE, WZGLĘDNE MIERNIKI POZIOMU ŻYCIA MIESZKAŃCÓW POLSKI (dok.)

Wyszczególnienie	2004		2008		2012	
	miara syntetyczna	pozycja	miara syntetyczna	pozycja	miara syntetyczna	pozycja
Wielkopolskie	0,284	4	0,324	5	0,240	6
Zachodniopomorskie	0,207	8	0,257	8	0,209	8
Średnia	0,201	x	0,232	x	0,204	x
Odchylenie standardowe	0,104	x	0,120	x	0,106	x
Rozstęp	0,385	x	0,385	x	0,356	x
Asymetria ^a	0,375	x	0,043	x	-0,212	x

^a Współczynnik asymetrii liczony jako iloraz trzeciego momentu centralnego i trzeciej potęgi odchylenia standardowego.

Źródło: opracowanie własne.

Zdolność wyznaczonych taksonomicznych mierników poziomu życia do grupowania obiektów (a tym samym ocenę dyskryminacyjnych właściwości użytych do analizy zmiennych) przeprowadzono za pomocą miary A. Sokołowskiego¹²:

$$G = \sum_{i=1}^n \min_i \left\{ \frac{z_i - z_{i+1}}{\max_i \{z_i\} - \min_i \{z_i\}}; \frac{1}{n-1} \right\}.$$

Wskaźnik G przyjmuje wartości od 0 do 1 i im bliższa jedności jest jego wartość, tym większa jest zdolność miernika taksonomicznego do grupowania porównywanych obiektów.

W opisanym badaniu wskaźnik G przyjmował wartości: 0,724 w 2004 r., 0,718 w 2008 r. i 0,769 w 2012 r., co świadczy o zadowalająco wysokiej wartości dyskryminacyjnej użytych zmiennych. Ponadto wskazuje także, że ustalone wartości mierników syntetycznych są bardzo przydatne do podziału województw na grupy typologiczne. Podziału takiego dokonano przy wykorzystaniu średniej i odchylenia standardowego miernika z_i według schematu:

- klasa I (wysoki poziom życia): $z_i \geq \bar{z} + S_z$,
- klasa II (średni wyższy poziom życia): $\bar{z} \leq z_i < \bar{z} + S_z$,
- klasa III (średni niższy poziom życia): $\bar{z} - S_z \leq z_i < \bar{z}$,
- klasa IV (niski poziom życia): $z_i < \bar{z} - S_z$.

W pierwszej klasie typologicznej w latach 2004 i 2008 znalazły się województwa: śląskie, małopolskie i dolnośląskie, natomiast w 2012 r. były to województwa: śląskie, dolnośląskie i mazowieckie.

Wysoką pozycję woj. śląskiego determinowały przede wszystkim: wyposażenie w infrastrukturę techniczną, dobra sytuacja na lokalnym rynku pracy oraz korzystne warunki mieszkaniowe (tabl. 3). W przypadku woj. dolnośląskiego wysoki poziom życia wiązał się z dość wysoką pozycją w rankingu województw w zakresie opieki zdrowotnej i społecznej, warunków mieszkaniowych oraz sytuacji na rynku pracy. O wejściu woj. mazowieckiego do klasy obiektów

¹² Nowak (1990), s. 92.

o wysokim poziomie życia w 2012 r. zdecydowały natomiast dobra sytuacja na rynku pracy, a także poprawa w zakresie warunków mieszkaniowych, infrastruktury technicznej oraz oświaty i kultury.

Z kolei wśród kwalifikowanych jako województwa o niskim poziomie życia znalazły się: lubelskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie i świętokrzyskie. Obszar Wschodniej Polski jest relatywnie ubogi i słabo rozwinięty gospodarczo, charakteryzuje się niskim poziomem PKB. W 2012 r. w woj. lubelskim PKB *per capita* wyniósł 28211 zł, czyli 68,1% średniej krajowej, w woj. podlaskim — 29356 zł (70,9% średniej krajowej), w woj. warmińsko-mazurskim — 29677 zł (71,7%), a w woj. świętokrzyskim — 30552 zł (73,8%). Warto też podkreślić, że PKB brutto na mieszkańca na tym obszarze nie przekraczał 40% średniej UE. W analizowanym zakresie zagadnień kształtujących poziom życia ludności, województwa ściany wschodniej w zasadzie nie wchodziły (lub wchodziły incydentalnie) do pierwszej dziesiątki rankingu województw pod względem wyposażenia w elementy infrastruktury technicznej i komunikacji, wynagrodzeń i sytuacji na rynku pracy czy sytuacji mieszkaniowej.

TABL. 2. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZT W POLSCE ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA MIESZKAŃCÓW

Klasa typologiczna	2004	2008	2012
I	śląskie, małopolskie, dolnośląskie	śląskie, dolnośląskie, małopolskie	śląskie, dolnośląskie, mazowieckie
II	wielkopolskie, mazowieckie, pomorskie, łódzkie, zachodniopomorskie	mazowieckie, wielkopolskie, łódzkie, pomorskie, zachodniopomorskie	małopolskie, pomorskie, wielkopolskie, łódzkie, zachodniopomorskie, opolskie
III	kujawsko-pomorskie, lubuskie, opolskie, podkarpackie	lubuskie, opolskie, kujawsko-pomorskie, podkarpackie, podlaskie	lubuskie, podkarpackie, świętokrzyskie, kujawsko-pomorskie
IV	świętokrzyskie, lubelskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie	świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, lubelskie	warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie

Źródło: jak przy tabl. 1.

Spośród analizowanych czynników kształtujących poziom życia ludności najbardziej różnicującymi pozycje województw okazały się: stan infrastruktury gospodarczej i komunikacji (rozstęp pomiędzy maksymalną a minimalną wartością wskaźnika syntetycznego przyjmował wartości: 0,77 w 2004 r., 0,78 w 2008 r. i 0,49 w 2012 r.), gospodarka mieszkaniowa (rozstęp odpowiednio: 0,66, 0,56 i 0,70) oraz sytuacja na lokalnym rynku pracy (rozstęp odpowiednio: 0,52, 0,60 i 0,58). Najmniejsze różnice pomiędzy skrajnymi wartościami wskaźników syntetycznych wystąpiły w zakresie oświaty i kultury (rozstęp: 0,37 w 2004 r., 0,16 w 2008 r. i 0,27 w 2012 r.).

**TABL. 3. WSKAŹNIKI TAKSONOMICZNE I POZYCJA WOJEWÓDZTW POLSKI
W WYBRANYCH DZIEDZINACH KSZTAŁTUJĄCYCH POZIOM ŻYCIA LUDNOŚCI**

Województwa a — 2004 b — 2008 c — 2012	Rynek pracy		Opieka zdrowotna i społeczna		Infrastruktura techniczna i komunikacja		Warunki mieszkaniowe		Oświata i kultura		Bezpieczeństwo i środowisko	
	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja
Dolnośląskie	0,42	7	0,49	1	0,41	5	0,41	3	0,19	12	0,21	11
	0,53	4	0,54	1	0,39	7	0,65	2	0,37	3	0,05	14
	0,55	4	0,26	6	0,29	7	0,45	3	0,26	3	0,21	11
Kujawsko-pomorskie	0,33	9	0,35	7	0,39	8	0,21	12	0,06	14	0,20	12
	0,16	13	0,26	12	0,38	8	0,12	13	0,15	13	0,11	13
	0,25	11	0,19	11	0,24	10	0,24	12	0,10	12	0,20	12
Lubelskie	0,13	13	0,47	2	0,29	12	0,02	15	0,35	5	0,13	14
	0,10	15	0,44	5	0,28	12	0,09	15	0,25	9	0,04	15
	0,16	13	0,01	16	0,21	11	0,06	14	0,09	14	0,13	14
Lubuskie	0,54	2	0,09	14	0,20	14	0,34	8	0,26	9	0,25	7
	0,53	2	0,06	15	0,19	14	0,55	3	0,18	12	0,24	10
	0,58	3	0,13	12	0,12	13	0,35	8	0,09	13	0,25	7
Łódzkie	0,43	5	0,28	9	0,39	7	0,25	11	0,42	1	0,23	8
	0,53	3	0,45	3	0,38	9	0,47	6	0,33	4	0,15	11
	0,52	5	0,08	15	0,37	3	0,36	7	0,02	15	0,23	8
Małopolskie	0,43	6	0,33	8	0,76	2	0,29	10	0,40	3	0,36	4
	0,47	7	0,35	8	0,77	2	0,43	9	0,31	6	0,26	8
	0,49	7	0,34	4	0,51	2	0,28	11	0,22	6	0,36	4
Mazowieckie	0,49	3	0,38	3	0,39	9	0,40	4	0,40	2	0,09	15
	0,49	6	0,44	4	0,40	6	0,53	4	0,31	5	0,26	7
	0,59	2	0,34	3	0,36	5	0,45	2	0,29	1	0,09	15
Opolskie	0,33	8	0,09	13	0,34	10	0,39	5	0,10	13	0,38	3
	0,46	8	0,08	14	0,34	10	0,47	7	0,30	7	0,29	3
	0,37	9	0,22	10	0,21	12	0,39	6	0,14	10	0,38	3

**TABL. 3. WSKAŹNIKI TAKSONOMICZNE I POZYCJA WOJEWÓDZTW POLSKI
W WYBRANYCH DZIEDZINACH KSZTAŁTUJĄCYCH POZIOMY ŻYCIA LUDNOŚCI (dok.)**

Województwa a — 2004 b — 2008 c — 2012	Rynek pracy		Opieka zdrowotna i społeczna		Infrastruktura techniczna i komunikacja		Warunki mieszkaniowe		Oświata i kultura		Bezpieczeństwo i środowisko	
	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja	z_i	pozycja
Podkarpackie	0,07 0,16 0,13	16 14 15	0,36 0,14 0,45	15 13 1	0,52 0,51 0,33	3 3 6	0,10 0,12 0,05	14 14 15	0,30 0,38 0,27	6 2 2	0,58 0,36 0,58	1 2 1
Podlaskie	0,15 0,24 0,14	12 11 14	0,24 0,29 0,11	11 10 14	0,18 0,16 0,04	16 16 16	0,42 0,31 0,20	2 11 13	0,28 0,24 0,19	7 10 7	0,17 0,28 0,17	13 4 13
Pomorskie	0,32 0,51 0,49	10 5 6	0,36 0,52 0,38	4 2 2	0,32 0,32 0,37	11 11 4	0,36 0,42 0,60	7 10 1	0,06 -0,02 0,16	15 16 8	0,22 0,27 0,22	9 6 9
Śląskie	0,59 0,59 0,69	1 1 1	0,36 0,38 0,32	5 6 5	0,95 0,95 0,53	1 1 1	0,53 0,73 0,42	1 1 4	0,39 0,29 0,23	4 8 4	0,07 0,04 0,07	16 16 16
Świętokrzyskie	0,11 -0,02 0,16	14 16 12	0,18 0,27 0,12	12 11 13	0,42 0,41 0,26	4 4 8	0,01 0,03 0,04	16 16 16	0,27 0,03 0,02	8 15 16	0,30 0,26 0,30	5 9 5
Warmińsko-mazurskie	0,09 0,23 0,11	15 12 16	0,04 0,04 0,23	16 16 9	0,19 0,18 0,11	15 15 15	0,18 0,25 0,29	13 12 10	0,05 0,09 0,14	16 14 11	0,22 0,12 0,22	10 12 10
Wielkopolskie	0,43 0,39 0,45	4 9 8	0,36 0,38 0,24	6 7 8	0,41 0,40 0,25	6 5 9	0,33 0,53 0,34	0 5 9	0,25 0,39 0,16	10 1 9	0,28 0,27 0,28	6 5 6
Zachodniopomorskie	0,31 0,36 0,34	11 10 10	0,27 0,32 0,26	10 9 7	0,21 0,20 0,11	13 13 14	0,36 0,47 0,41	6 8 5	0,21 0,21 0,22	11 11 5	0,45 0,37 0,45	2 1 6

Źródło: jak przy tabl. 1.

OCENA PODOBIENSTWA WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM POZIOMU ŻYCIA W UJĘCIU DYNAMICZNYM

Dla pogłębienia analizy polegającej na uporządkowaniu województw Polski pod względem poziomu życia przeprowadzono ocenę podobieństwa w ujęciu dynamicznym.

Przystępując do tej analizy zmienne x_{11} , x_{20} i x_{31} skorygowano ze względu na inflację, a następnie wszystkie zmienne poddano standaryzacji uwzględniając średnią i odchylenie standardowe liczone dla całego okresu badania według reguły:

$$z_{ik}^t = \frac{x_{ik}^t - \bar{x}_k}{S_k}$$

gdzie:

x_{ik}^t — wartość cechy diagnostycznej X_k w obiekcie O_i w roku t ,

$$\bar{x}_k = \frac{1}{Tn} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{ik}^t,$$

$$S_k = \left[\frac{1}{Tn} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{ik}^t - \bar{x}_k)^2 \right]^{1/2}.$$

Następnie utworzono macierze $\mathbf{D}^t$ ukazujące podobieństwo między obiektami

w danym roku t o postaci: $\mathbf{D}^t = \begin{bmatrix} 0 & d_{12}^t & \dots & d_{1n}^t \\ d_{21}^t & 0 & \dots & d_{2n}^t \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{n1}^t & d_{n2}^t & \dots & 0 \end{bmatrix}$

w której d_{ij}^t wskazują odległości między obiektami O_i i O_j w roku t ustalone według wzoru:

$$d_{ij}^t = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K |z_{ik}^t - z_{jk}^t|$$

Do oceny natężenia zmian w poziomie odległości między poszczególnymi obiektami w całym badanym okresie wykorzystano indywidualne wskaźniki natężenia zmian odległości:

$$v_{ij} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T |d_{ij}^t - d_{ij}^{t-1}|$$

Małe wartości wskaźników v świadczą o niewielkich przeciętnych waniach w poziomie odległości pomiędzy obiektami w badanym okresie. Dodatkowo dokonano także oceny siły zmian w odległości między wszystkimi obiektami w analizowanym okresie. W tym celu wyznaczono integralny wskaźnik natężenia:

$$v = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=2}^n \sum_{j>i} v_{ij}$$

Im mniejsza jest wartość wskaźnika v , tym stabilniejsze są odległości między badanymi obiektami¹³.

TABL. 2. MACIERZ WZGLĘDNYCH INDYWIDUALNYCH WSKAŹNIKÓW NATEŻENIA ZMIAN ODLEGŁOŚCI MIĘDZY POZIOMEM ŻYCIA W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012

$v_{ij} =$	0,00	0,13	0,15	0,19	0,28	0,16	0,05	0,15	0,04	0,04	0,19	0,04	0,21	0,31	0,07	0,09
	0,13	0,00	0,12	0,15	0,27	0,15	0,18	0,16	0,21	0,30	0,12	0,10	0,09	0,32	0,13	0,20
	0,15	0,12	0,00	0,12	0,16	0,07	0,17	0,15	0,09	0,22	0,07	0,11	0,06	0,13	0,11	0,20
	0,19	0,15	0,12	0,00	0,14	0,14	0,18	0,14	0,12	0,26	0,18	0,14	0,20	0,24	0,19	0,17
	0,28	0,27	0,16	0,14	0,00	0,20	0,15	0,20	0,09	0,30	0,14	0,07	0,18	0,11	0,14	0,15
	0,16	0,15	0,07	0,14	0,20	0,00	0,10	0,21	0,07	0,13	0,15	0,13	0,17	0,10	0,22	0,17
	0,05	0,18	0,17	0,18	0,15	0,10	0,00	0,19	0,14	0,11	0,04	0,20	0,10	0,17	0,02	0,28
	0,15	0,16	0,15	0,14	0,20	0,21	0,19	0,00	0,08	0,23	0,18	0,11	0,22	0,15	0,24	0,18
	0,04	0,21	0,09	0,12	0,09	0,07	0,14	0,08	0,00	0,07	0,10	0,08	0,23	0,19	0,10	0,07
	0,04	0,30	0,22	0,26	0,30	0,13	0,11	0,23	0,07	0,00	0,04	0,17	0,07	0,24	0,12	0,05
	0,19	0,12	0,07	0,18	0,14	0,15	0,04	0,18	0,10	0,04	0,00	0,27	0,13	0,16	0,16	0,23
	0,04	0,10	0,11	0,14	0,07	0,13	0,20	0,11	0,08	0,17	0,27	0,00	0,11	0,19	0,27	0,17
	0,21	0,09	0,06	0,20	0,18	0,17	0,10	0,22	0,23	0,07	0,13	0,11	0,00	0,29	0,04	0,04
	0,31	0,32	0,13	0,24	0,11	0,10	0,17	0,15	0,19	0,24	0,16	0,19	0,29	0,00	0,21	0,04
	0,07	0,13	0,11	0,19	0,14	0,22	0,02	0,24	0,10	0,12	0,16	0,27	0,04	0,21	0,00	0,17
	0,09	0,20	0,20	0,17	0,15	0,17	0,28	0,18	0,07	0,05	0,23	0,17	0,04	0,04	0,17	0,00

U w a g a. i (nr wiersza)=1, 2, ..., 16; j (nr kolumny)=1, 2, ..., 16; gdzie: 1 — łódzkie, 2 — mazowieckie, 3 — małopolskie, 4 — śląskie, 5 — lubelskie, 6 — podkarpackie, 7 — podlaskie, 8 — świętokrzyskie, 9 — lubuskie, 10 — wielkopolskie, 11 — zachodniopomorskie, 12 — dolnośląskie, 13 — opolskie, 14 — kujawsko-pomorskie, 15 — pomorskie, 16 — warmińsko-mazurskie.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wskaźniki natężenia zmian odległości między województwami w latach 2004—2012 przyjmowały wartości mieszczące się w granicach od 0,02 do 0,33. Na ich podstawie można stwierdzić, że stosunkowo największym waniom w analizowanym czasie podlegały odległości pomiędzy województwami: mazowieckim i kujawsko-pomorskim, łódzkim i kujawsko-pomorskim, mazowieckim i wielkopolskim oraz lubelskim i wielkopolskim. Najbardziej stabilne były natomiast odległości między województwami: podlaskim i pomorskim, łódzkim i dolnośląskim oraz podlaskim i zachodniopomorskim.

Integralny wskaźnik natężenia zmian wyniósł 0,137, co wskazuje na niewielkie wahania odległości między porównywanymi województwami i ich znaczną stabilność w analizowanym okresie.

¹³ Nowak (1990), s. 152—154.

Podsumowanie

Można stwierdzić, że od czasu wstąpienia Polski do UE nie zaszły większe zmiany w zróżnicowaniu poziomu życia w poszczególnych województwach. W całym badanym okresie na pozycji lidera w wojewódzkim rankingu pod względem poziomu życia niezmiennie plasuje się woj. śląskie (pomimo faktu, że w zakresie bezpieczeństwa i stanu środowiska województwo to było na ostatnim). Wśród województw o relatywnie wysokim poziomie życia znalazły się także woj. dolnośląskie i woj. mazowieckie (w 2012 r.). Ostatnią grupę, tj. grupę województw o niskim poziomie życia, stanowią województwa Wschodniej Polski.

Niewielkie wahania odległości w syntetycznym pomiarze poziomu życia mieszkańców poszczególnych województw Polski można tłumaczyć tym, że polityka spójności przyczynia się do stopniowego ograniczania dysproporcji rozwojowych oraz ogólnej poprawy sytuacji społeczno-gospodarczej naszego kraju w stosunku do innych krajów UE¹⁴. Jednak dystans Polski, w tym także „najsilniejszych” województw (m.in. pod względem poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, zagospodarowania przestrzennego i warunków i poziomu życia), w stosunku do średniego poziomu unijnego był na tyle duży, że niwelowanie różnic pomiędzy województwami będzie możliwe dopiero w przyszłości.

Biorąc pod uwagę fakt, że podniesienie poziomu i jakości życia mieszkańców Polski jest podstawowym celem przyjętej przez Radę Ministrów Strategii Rozwoju Kraju na lata 2007—2015 oraz fakt, że dążenie do zredukowania różnic w poziomie życia ludności poszczególnych regionów i zmniejszenie dystansu najbardziej peryferyjnych regionów (w tym terenów wiejskich i górskich) jest elementarnym celem procesów integracyjnych, należy podkreślić potrzebę ciągłego monitorowania zmian zachodzących w tym zakresie.

dr inż. Agnieszka Majka — Uniwersytet Rzeszowski

LITERATURA

- Bywalec Cz. (2007), *Konsumpcja w teorii i praktyce gospodarowania*, PWN, Warszawa
- Grzega U. (2012), *Poziom życia ludności w Polsce — determinanty i zróżnicowania*, wyd. UE w Katowicach
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4
- Hellwig Z. (1981), *Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielo-
cechowych obiektów gospodarczych*, [w:] W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-
-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, PWE, Warszawa

¹⁴ *Efekty polityki spójności UE w Polsce*, dokument problemowy Ministerstwa Rozwoju Regionalnego, www.mir.gov.pl/rozwoj-regionalny (07.04.2014).

- Luszniewicz A. (1972), *Statystyka poziomu życia ludności*, PWN, Warszawa
- Luszniewicz A. (1982), *Statystyka społeczna. Podstawowe problemy i metody*, PWE, Warszawa
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa
- Piasny J. (1993), *Poziom i jakość życia ludności oraz źródła i mierniki ich określania*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, z. 2
- Słaby T. (1990), *Poziom życia, jakość życia*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6
- Veenhoven R. (2000), *Why Social Policy Needs Subjective Indicators*, The Open Access Publication Server of the ZBW, <http://econstor.eu/bitstream/10419/50182/1/334101123.pdf> (22.07.2014)
- Żekoński Z. (1974), *Z problemów metodologicznych sformułowania społeczno-bytowych celów rozwoju*, „Gospodarka Planowana”, nr 6

SUMMARY

The article presents the results of the statistical analysis of variation in the living standard of Polish provinces (voivodships) in the years 2004, 2008 and 2012. The evaluation was based on diagnostic features that describe the local labor market, health and social care, economic and communications infrastructure, housing economy, education and culture as well as security. In the study of spatial differentiation of living standards was used synthetic indicator and indicators of taxonomic distance changes over time.

РЕЗЮМЕ

В статье были представлены результаты статистического анализа дифференциации уровня жизни населения в воеводствах в Польше в 2004, 2008 и 2012 гг. Основой такой оценки являются диагностические особенности характеризующие местный рынок труда, здравоохранение и социальное обеспечение, экономическую инфраструктуру и связь, жилищный фонд, образование и культуру а также безопасность. В обследовании пространственной дифференциации уровня жизни был использован синтетический таксономический измеритель и показатели изменений расстояния во времени.

Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów

Celem artykułu jest statystyczna analiza oddziaływania tzw. efektu grawitacyjnego na rozwój ekonomiczny powiatów w latach 2002—2012¹. Efekt grawitacyjny łączący dwa powiaty, województwa lub kraje (przez analogię do prawa grawitacji Newtona) jest wprost proporcjonalny do iloczynu potencjału ekonomicznego tych powiatów, województw lub krajów (mierzonego np. wartością kapitału rzeczowego lub przeliczonego na mieszkańca) oraz odwrotnie proporcjonalny do kwadratu odległości geograficznej dzielącej owe regiony lub kraje. Dlatego też powiaty, województwa lub kraje o wysokim potencjale ekonomicznym położone blisko siebie silniej na siebie oddziałują niż te położone daleko od siebie o niskim potencjale ekonomicznym. Pisali o tym Tinbergen (1962), Pulliainen (1963), Linnemann (1963) czy Mroczek i in. (2014). Oznacza to, że np. Warszawa i Łódź bądź Kraków i Katowice wpływają na siebie wzajemnie silniej niż np. Białystok i Rzeszów, Tarnobrzeg i Świnoujście lub Suwałki i Bolesławiec.

TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW

W analizach przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego powiatów wykorzystano taksonomiczny wskaźnik oparty na odległości euklidesowej (oznaczony dalej skrótem *OE*)². Do policzenia owego wskaźnika zastosowano następującą procedurę:

- I. Określono zbiór stymulant i destymulant. W zbiorze tym stymulantami rozwoju ekonomicznego były: produkcja sprzedana na mieszkańca, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, płace³ oraz liczba podmiotów w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców, destymulantą zaś — stopa bezrobocia rejestrowanego. Wybór owego zbioru stymulant i destymulant wynikał stąd, że produkcja sprzedana na mieszkańca, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, płace i stopa bezrobocia są to podstawowe zmienne makroekonomiczne, które GUS pu-

¹ Wybór tego okresu wynikał z dostępności danych statystycznych dla powiatów w Banku Danych Lokalnych GUS na stronie www.stat.gov.pl.

² Tego typu wskaźnik taksonomicznego rozwoju województw i/lub powiatów wykorzystany był m.in. w pracach: Tokarskiego (2005), Edigariana i in. (2011) oraz Dykasa i in. (2013). Alternatywne metody analiz taksonomicznych przedstawione były m.in. w opracowaniach: Berbeki (1999), Majewskiego (1999), Tokarskiego i in. (1999) lub Gajewskiego (2002 i 2003). Także w pracach: Mroczek, Tokarski (2013) lub Mroczek i in. (2013).

³ Zmienne wyrażone w jednostkach pieniężnych przeliczono na ceny stałe z roku 2012 korzystając z jednolitego dla wszystkich powiatów deflatora *CPI*.

blikuje dla powiatów. Z kolei liczba podmiotów REGON na 1000 mieszkańców jest wskaźnikiem opisującym przedsiębiorczość mieszkańców.

- II. Destymulantę zamieniono na stymulantę licząc jej odwrotność.
- III. Uzyskane w ten sposób stymulanty (produkcję sprzedaną na mieszkańca, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, płace, liczbę podmiotów REGON na 1000 mieszkańców oraz odwrotność stopy bezrobocia) standaryzowano zgodnie z równaniem:

$$s_{ijt} = \frac{x_{ijt}}{\max_{i,t}(x_{ijt})} \quad (1)$$

gdzie:

- i — indeks odnoszący się do powiatów, j — stymulant, t — lat,
 x_{ijt} — wartość j -tej stymulanty w i -tym powiecie w roku t ,
 s_{ijt} — wartość wystandaryzowanej j -tej stymulanty w i -tym powiecie w roku t .

Wystandaryzowane stymulanty s_{ijt} , określone przez równanie (1), charakteryzują się tym, że wartość każdej z nich należy do przedziału $[0;1]$. Wartość 1 oznacza, że w i -tym powiecie w roku t j -ta stymulanta uzyskała maksymalną wartość wśród wszystkich powiatów w całym okresie rozważanym w artykule, natomiast wartość owej stymulanty dążąca do 0 jest równoznaczna z tym, że w i -tym powiecie w roku t j -ta wartość owej stymulanty oddalała się od maksymalnej, notowanej wartości tejże stymulanty.

- IV. Następnie policzono wskaźniki rozwoju ekonomicznego oparte na odległości w rzeczywistej przestrzeni z metryką euklidesową dane wzorem:

$$OE_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^6 (1 - s_{ijt})^2}{6}} \quad (2)$$

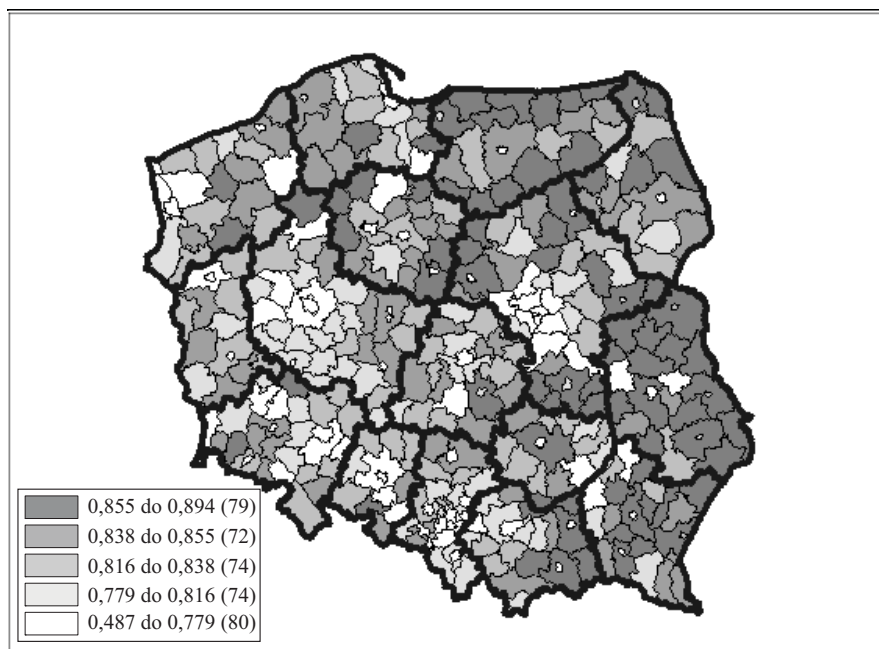
Wskaźnik taksonomiczny (2) mierzy sprowadzoną do przedziału $[0;1]$ odległość w rzeczywistej przestrzeni z metryką euklidesową i -tego powiatu w roku t od hipotetycznego powiatu wzorca, czyli takiego powiatu, który charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant. Gdyby wartość wskaźnika (2) była równa 0, to dany powiat charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant, natomiast im wyższa jest wartość owego wskaźnika, tym niższy jest poziom rozwoju ekonomicznego danego powiatu.

Przestrzenne zróżnicowanie opisanego taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w latach 2002–2012 prezentuje wyk. 1. Z kolei w tabl. 1 zestawiono liczbę powiatów województw według grup kwintylowych ze względu na analizowaną zmienną. W pierwszej grupie kwintylowej znajduje się 20% powiatów o najniższej wartości badanego wskaźnika (a zatem o najwyższym

poziomie rozwoju ekonomicznego), w ostatniej, piątej grupie kwintylowej — 20% powiatów o najwyższej wartości tego wskaźnika (czyli o najniższym poziomie rozwoju ekonomicznego). Z przedstawionych danych dotyczących owej cechy można wyciągnąć następujące wnioski:

- najwyższym poziomem rozwoju ekonomicznego w latach 2002—2012 (o przeciętnej wartości badanego wskaźnika poniżej 0,6) charakteryzowały się powiaty⁴: Warszawa (0,4871), Katowice (0,5535), bełchatowski (0,5634), polkowicki (0,5828), Poznań (0,5847) i Płock (0,5852);

Wykr. 1. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE TAKSONOMICZNEGO WSKAŹNIKA ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW OE W LATACH 2002—2012



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

- w pierwszej grupie kwintylowej dominowały powiaty leżące w województwach śląskim (14 powiatów) i mazowieckim (11). Znalazła się tu również następująca liczba powiatów z województw: dolnośląskiego — 9, wielkopolskiego — 8, zachodniopomorskiego — 5, kujawsko-pomorskiego, opolskiego i pomorskiego — po 4, lubelskiego, lubuskiego i podkarpackiego — po 3, łódzkiego, małopolskiego i świętokrzyskiego — po 2, podlaskiego i warmińsko-mazurskiego — po 1;

⁴ Rzeczownikami określane będą dalej powiaty grodzkie (miasta na prawach powiatu), przymiotnikami zaś — powiaty ziemskie.

- do grupy 20% powiatów o wysokim poziomie rozwoju ekonomicznego najczęściej należały powiaty z województw wielkopolskiego (14) i śląskiego (11). Licznie reprezentowane były również powiaty województw: małopolskiego i mazowieckiego (po 8), łódzkiego (7) oraz dolnośląskiego i pomorskiego (po 5);

TABL. 1. LICZBA POWIATÓW WOJEWÓDZTW WEDŁUG GRUP KWINTYLOWYCH ZE WZGLĘDU NA TAKSONOMICZNY WSKAŹNIK ROZWOJU EKONOMICZNEGO OE W LATACH 2002—2012

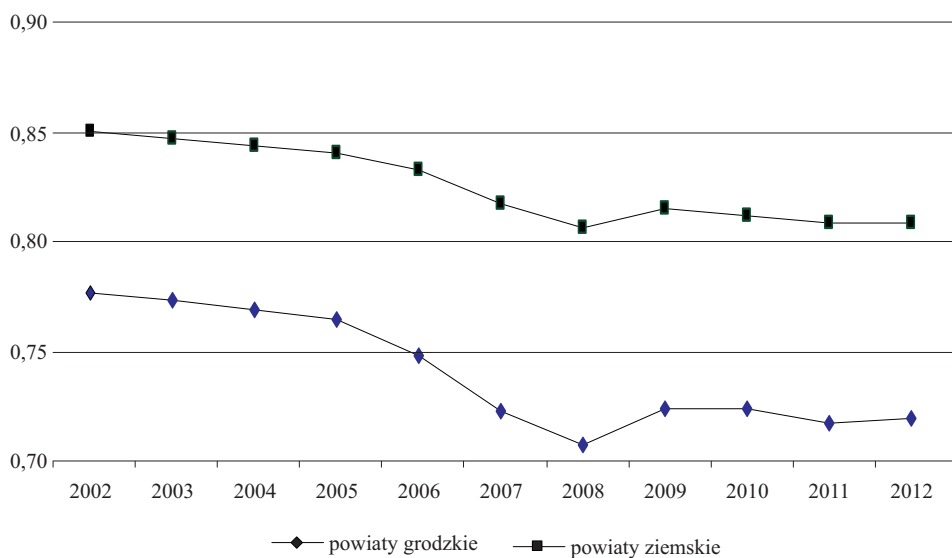
Województwa	Grupy kwintylowe				
	I	II	III	IV	V
Dolnośląskie	9	5	7	6	2
Kujawsko-pomorskie	4	1	4	9	5
Lubelskie	3	1	3	2	15
Lubuskie	3	2	5	4	—
Łódzkie	2	7	7	7	1
Małopolskie	2	8	3	3	6
Mazowieckie	11	8	5	4	14
Opolskie	4	1	4	2	1
Podkarpackie	3	4	3	6	9
Podlaskie	1	3	4	4	5
Pomorskie	4	5	4	6	1
Śląskie	14	11	5	6	—
Świętokrzyskie	2	2	6	2	2
Warmińsko-mazurskie	1	1	3	5	11
Wielkopolskie	8	14	7	5	1
Zachodniopomorskie	5	3	6	5	2

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

- w czwartej grupie kwintylowej najczęściej występowały powiaty leżące w województwach: kujawsko-pomorskim (9), łódzkim (7) oraz dolnośląskim, podkarpackim, pomorskim i śląskim (po 6);
- w grupie 20% powiatów o najniższym poziomie rozwoju ekonomicznego znalazło się 15 powiatów leżących w woj. lubelskim, 14 w woj. mazowieckim, 11 w woj. warmińsko-mazurskim, 9 w woj. podkarpackim, 6 w woj. małopolskim, po 5 w województwach kujawsko-pomorskim i podlaskim, po 2 w województwach: dolnośląskim, świętokrzyskim i zachodniopomorskim oraz po 1 powiecie w województwach: łódzkim, opolskim, pomorskim i wielkopolskim. Do grupy tej nie należał żaden powiat leżący w województwach lubuskim i śląskim;
- najniższym poziomem rozwoju ekonomicznego w omawianych latach (o wartości analizowanego wskaźnika powyżej 0,88) cechowały się powiaty: sejneński (0,8802), bartoszycki (0,8803), radomski (0,8804), żuromiński (0,8809), nizański (0,8817), węgorszewski (0,8830), kazimierski (0,8835), lubaczowski (0,8846), dąbrowski (0,8851), brzozowski (0,8855), przemyski (0,8886), strzyżowski (0,8898) i chełmski (0,8932);
- podsumowując przestrzenne zróżnicowanie taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego powiatów w badanym okresie można podać kilka bardziej ogólnych wniosków (Trojak, Tokarski, 2013; Mroczek i in., 2013).

Po pierwsze, powiaty o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego to (na ogół) powiaty leżące w dużych aglomeracjach miejskich (głównie w: warszawskiej, śląsko-dąbrowskiej, poznańskiej, trójmiejskiej, wrocławskiej i krakowskiej) oraz powiaty z przemysłem wydobywczym (np. zagłębie miedziowe w woj. dolnośląskim). Po drugie, w powiatach grodzkich poziom rozwoju ekonomicznego był wyższy niż w otaczających je powiatach ziemskich, co oznacza, że powiaty te stanowią centra rozwoju ekonomicznego na poziomie regionalnym (np. Rzeszów i Tarnów) lub lokalnym (Nowy Sącz czy Krosno). Po trzecie, poziom rozwoju ekonomicznego powiatów leżących na wschód od Wisły jest zazwyczaj niższy niż położonych od niej na zachód.

**Wykr. 2. TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO OE
W POWIATACH ZIEMSKICH I GRODZKICH**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Na wykr. 2 zestawiono średnie nieważone z taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego w podziale na powiaty grodzkie i ziemskie. Z wykresu tego wynikają następujące wnioski:

- 1) zarówno w powiatach ziemskich, jak i w powiatach grodzkich taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego charakteryzowały się (z wyjątkiem roku 2009) tendencją malejącą, co oznacza, że powiaty te na ogół się rozwijały⁵;
- 2) przeciętny poziom rozwoju ekonomicznego powiatów grodzkich był znacznie wyższy od poziomu rozwoju powiatów ziemskich;

⁵ Wydaje się, że wzrost przeciętnych wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego w powiatach ziemskich i grodzkich w 2009 r. był efektem światowego kryzysu ekonomicznego (Trojak, Tokarski, 2013).

- 3) przeciętna wartość taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w powiatach ziemskich w 2012 r. była wyższa niż wartość owego wskaźnika w powiatach grodzkich w 2002 r., stąd wniosek, że luka rozwojowa między miastami na prawach powiatu i powiatami ziemskimi jest dłuższa od dekady;
- 4) do grupy powiatów grodzkich o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego (mierzonego wskaźnikiem *OE*) należały powiaty: Warszawa, Katowice, Poznań, Płock, Tychy i Bielsko-Biała, Gdańsk, Gliwice i Dąbrowa Górnicza oraz Kraków;
- 5) w grupie najslabiej rozwiniętych ekonomicznie powiatów grodzkich znalazły się: Piekary Śląskie i Świętochłowice, Grudziądz, Biała Podlaska, Chełm, Bytom, Przemyśl, Żory, Łomża oraz Tarnobrzeg.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE EFEKTU GRAWITACYJNEGO W POWIATACH

W prowadzonych dalej rozważaniach wyróżniono dwa rodzaje efektów grawitacyjnych, tzw. indywidualne efekty grawitacyjne oraz łączne efekty grawitacyjne. Indywidualne efekty grawitacyjne, łączące powiat *i* z powiatem *j*, określa równanie:

$$\Gamma_{ijt} = \frac{k_{it}k_{jt}}{d_{ij}^2} \quad (3)$$

gdzie:

k_{it} i k_{jt} — wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w powiecie *i* oraz *j* w zł w cenach stałych z 2012 r. w roku *t*,

d_{ij} — odległość (w linii prostej) łącząca stolicę powiatu *i* ze stolicą powiatu *j*.

Odległość d_{ij} policzono (korzystając z twierdzenia Pitagorasa) ze współrzędnych geograficznych stolic poszczególnych powiatów. Dlatego też odległość ta wyrażona jest w minutach geograficznych (dalej mingeo). Płyne stąd wniosek, że indywidualne efekty grawitacyjne (podobnie jak łączne efekty grawitacyjne — równanie (4)) wyrażone są w zł²/mingeo².

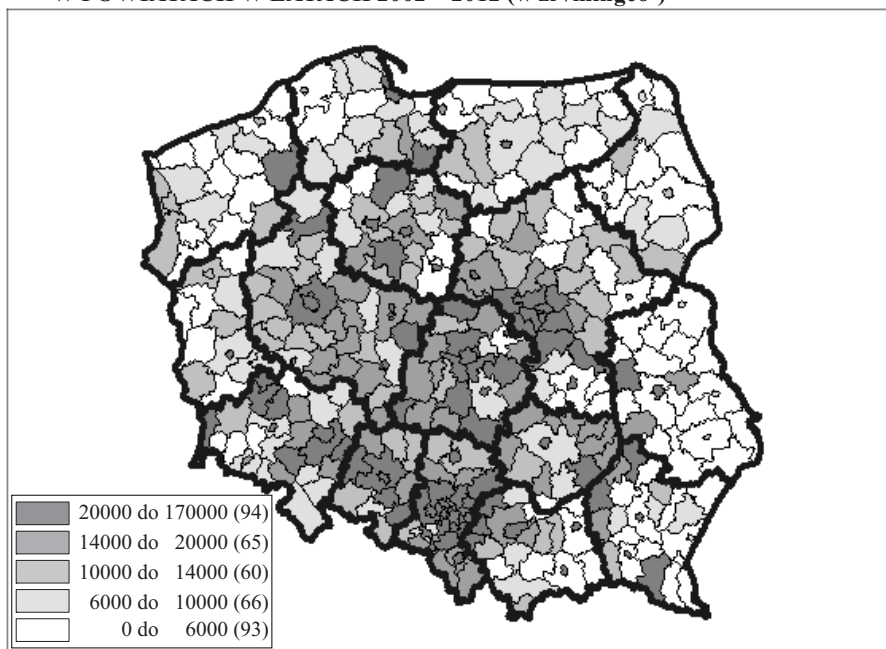
Łączny efekt grawitacyjny (dotyczący *i*-tego powiatu) definiowany jest — podobnie jak ma to miejsce w publikacji autorstwa Mroczek i in. (2014) — jako średnia geometryczna z indywidualnych efektów grawitacyjnych, czyli:

$$G_{it} = \sqrt[378]{\prod_{j=1 \wedge j \neq i}^{379} \Gamma_{ijt}} = \frac{k_{it} \sqrt[378]{\prod_{j=1 \wedge j \neq i}^{379} k_{jt}}}{\bar{d}_i^2} \quad (4)$$

gdzie $\bar{d}_i$ jest średnią geometryczną z odległości stolicy *i*-tego powiatu od stolic pozostałych powiatów.

Wykr. 3 ilustruje przestrzenne zróżnicowanie średniej wartości łącznego efektu grawitacyjnego w powiatach w latach 2002—2012. Ponadto w tabl. 2 zestawiono powiaty w województwach według pięciu grup kwintylowych ze względu na wyróżnioną zmienną (w pierwszej grupie znajdują się powiaty, w których odnotowano najsilniejszy łączny efekt grawitacyjny, natomiast w grupie piątej powiaty, w których wspomniany efekt był najsłabszy).

Wykr. 3. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE EFEKTU GRAWITACYJNEGO W POWIATACH W LATACH 2002—2012 (w $\text{zł}^2/\text{mingeo}^2$)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych uzyskanych ze stron www.stat.gov.pl oraz www.odleglosci.pl.

Siły związane z efektem grawitacyjnym były najbardziej wyraźne w powiatach województw: śląskiego, łódzkiego, świętokrzyskiego, opolskiego oraz wielkopolskiego. Ponad połowa powiatów tych województw znalazła się w pierwszej i drugiej grupie kwintylowej ze względu na badaną tu zmienną. Ponadto warto wyróżnić powiaty, w których notowano najwyższe wartości łącznego efektu grawitacyjnego (wyrażone w $\text{zł}^2/\text{mingeo}^2$); były to m.in. powiaty: bełchatowski (169405,2), Płock (154935,3), Warszawa (119588,9), Dąbrowa Górnicza (97182,6), piaseczyński (94436,1), Tychy (85095,1), Katowice (85005,1), polkowicki (84167,2), Konin (77116,3) oraz Gliwice (72305,2).

**TABL. 2. LICZBA POWIATÓW WOJEWÓDZTW WEDŁUG GRUP KWINTYLOWYCH
ZE WZGLĘDU NA EFEKT GRAWITACYJNY W LATACH 2002—2012**

Województwa	Grupy kwintylowe				
	I	II	III	IV	V
Dolnośląskie	7	6	4	8	4
Kujawsko-pomorskie	4	4	7	4	4
Lubelskie	1	3	2	6	12
Lubuskie	1	—	4	5	4
Łódzkie	6	13	2	3	—
Małopolskie	5	2	5	5	5
Mazowieckie	11	6	12	3	10
Opolskie	5	2	4	1	—
Podkarpackie	4	4	2	5	10
Podlaskie	—	1	3	5	8
Pomorskie	3	1	6	8	2
Śląskie	21	10	5	—	—
Świętokrzyskie	2	8	1	2	1
Warmińsko-mazurskie	1	1	3	10	6
Wielkopolskie	5	14	11	5	—
Zachodniopomorskie	—	1	5	6	9

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych uzyskanych ze stron www.stat.gov.pl oraz www.odleglosci.pl.

Wykr. 3 pozwala także wyznaczyć w Polsce swoiste centra grawitacyjne (powiaty leżące w takich centrach lub w ich pobliżu czerpią najwięcej korzyści z działania sił grawitacyjnych). Pierwsze z owych centrów znajduje się na południu Polski i rozciąga się od Krakowa, przez aglomerację śląsko-dąbrowską i wrocławską, aż po pow. polkowicki. Kolejnym centrum jest aglomeracja warszawska, która wraz z takimi miastami, jak Łódź czy Płock tworzy bardzo silny ośrodek grawitacyjny w centrum Polski⁶. Także aglomeracja poznańska tworzy względnie silne centrum grawitacyjne w zachodniej Polsce.

Siły grawitacyjne działały najsłabiej w powiatach województw: podlaskiego, warmińsko-mazurskiego, lubelskiego, zachodniopomorskiego, lubuskiego i podkarpackiego. Ponad 50% powiatów tych województw znajdowało się bowiem w czwartej oraz w piątej grupie kwintylowej.

Najsłabszym łącznym efektem grawitacyjnym (wyrażonym w z^2/mingeo^2) charakteryzowały się powiaty: moniecki (2445,5), lubaczowski (2195,5), brzozowski (2181,7), kolneński (2154,5), strzyżowski (2035,8), węgorzewski (1822,5), suwalski (1343,3), sejneński (1329,1), chełmski (1304,5) oraz przemyski (827,4).

Powiaty, w których notowano najniższe wartości łącznego efektu grawitacyjnego możemy nazwać peryferyjnymi, tzn. leżącymi w peryferyjnych województwach. Są to głównie powiaty o małym potencjale ekonomicznym, które dodatkowo znajdują się w znacznej odległości od krajowych centrów grawitacyjnych. Należy zaznaczyć, że powiaty województw zachodniopomorskiego i lubuskiego

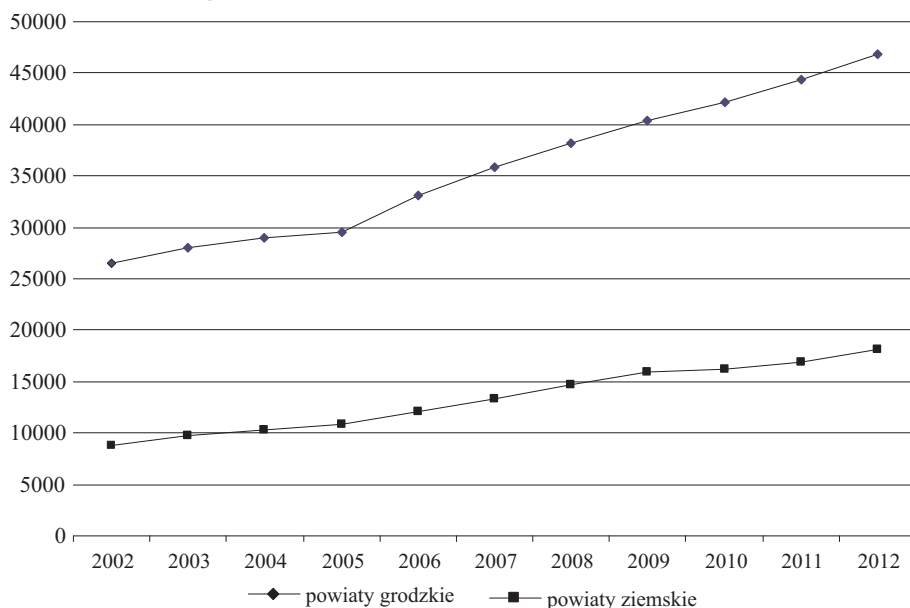
⁶ Wydaje się, że do tej grupy należy również pow. puławski.

(mimo słabego oddziaływania na nie krajowych efektów grawitacyjnych) czerpią korzyści z działania zewnętrznych sił grawitacyjnych (bardzo ważnym czynnikiem rozwoju ekonomicznego powiatów tych województw jest sąsiedztwo landów niemieckich).

Warto także porównać poziom łącznego efektu grawitacyjnego w powiatach grodzkich i ziemskich (wykr. 4). W latach 2002—2012 zarówno w powiatach ziemskich, jak i w powiatach grodzkich występowała silna tendencja wzrostowa tej zmiennej (średnioroczny wzrost łącznego efektu grawitacyjnego w powiatach ziemskich wynosił ok. 8%, zaś w grodzkich — ok. 6%).

Łączny efekt grawitacyjny w powiatach ziemskich stanowił jedynie ok. 40% wartości owego efektu notowanego w miastach na prawach powiatu. Mimo wyższego średniorocznego wzrostu, przeciętna wartość łącznego efektu grawitacyjnego w powiatach ziemskich w 2012 r. była znacznie niższa od przeciętnego poziomu łącznego efektu grawitacyjnego w powiatach grodzkich w roku 2002. Spośród miast na prawach powiatu najwyższe wartości łącznego efektu notowały: Płock i Warszawa, Dąbrowa Górnicza, Tychy, Katowice, Konin, Gliwice, Jaworzno oraz Poznań, a więc głównie miasta wchodzące w skład aglomeracji śląsko-dąbrowskiej. Najniższymi wartościami charakteryzowały się natomiast miasta położone najdalej od krajowych centrów grawitacyjnych: Białystok, Szczecin, Koszalin, Słupsk, Chełm, Zamość, Przemyśl, Biała Podlaska, Suwałki oraz Świnoujście.

Wykr. 4. EFEKT GRAWITACYJNY W POWIATACH ZIEMSKICH I GRODZKICH
(w zł²/mingeo²)



Źródło: jak przy wykr. 3.

ANALIZA WPŁYWU EFEKTU GRAWITACYJNEGO NA ROZWÓJ EKONOMICZNY

Celem statystycznego oszacowania wpływu efektu grawitacyjnego zarówno na zmienne diagnostyczne w taksonomicznym wskaźniku rozwoju ekonomicznego powiatów, jak i na ów wskaźnik, estymowano parametry następujących równań:

$$\ln x_{it} = \alpha + \beta \ln G_{it} \quad (5)$$

lub

$$x_{it} = \alpha + \beta \ln G_{it} \quad (6)$$

gdzie:

x_{it} — wartość zmiennej diagnostycznej wartości brutto środków trwałych na mieszkańca (k), produkcji sprzedanej *per capita* (y), inwestycji na mieszkańca (i), płac (w) lub liczby podmiotów REGON na 1000 mieszkańców (*REGON*) w i -tym ($i=1, 2, \dots, 379$) powiecie w roku t ($t=2002, 2003, \dots, 2012$) w równaniach (5) lub stopa bezrobocia (u) czy wskaźnik rozwoju ekonomicznego *OE* w przypadku równania (6)⁷,

G_{it} — efekt grawitacyjny w powiecie i w roku t .

Parametry równań (5) i (6) estymowano metodą najmniejszych kwadratów (MNK). Ponadto równania (5) i (6) rozszerzono o efekt dywersyfikacji stałej (*fixed effect*)⁸ na poziomie wojewódzkim⁹. Oszacowane MNK parametry tych równań zestawiono w tabl. 3.

Na podstawie przedstawionych w tabl. 3 oszacowań można sformułować następujące wnioski:

- efekt grawitacyjny objaśniał kształtowanie się rozważanych zmiennych makroekonomicznych w powiatach w: 82,2% w przypadku wartości brutto środków trwałych *per capita*, 54,2% — produkcji sprzedanej na mieszkańca,

⁷ Wynikało to stąd, że zmienne k , y , i oraz *REGON* mogą (potencjalnie) przyjmować wartości nieujemne, zaś u i *OE* — jedynie z przedziału $[0;1]$.

⁸ Pindyck, Rubinfeld (1991), s. 223—226.

⁹ Efekt ów polegał na tym, że równania (5) i (6) rozszerzono do zależności:

$$\ln x_{it} = \alpha + \sum_j d_{ij} \alpha_j + \beta \ln G_{it}$$

lub

$$x_{it} = \alpha + \sum_j d_{ij} \alpha_j + \beta \ln G_{it}$$

gdzie d_{ij} jest zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1, wówczas gdy i -ty powiat należy do j -tego województwa, 0 w przeciwnym przypadku.

54,1% — inwestycji *per capita*, 37,7% — płac, 23,7% — podmiotów REGON na 1000 mieszkańców, 23,9% — stopy bezrobocia rejestrowanego oraz 63,8% w przypadku taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego — por. skorygowany współczynnik determinacji w równaniach bez efektu dywersyfikacji stałej;

- w każdym z oszacowań parametrów równań (5) i (6) efekt grawitacyjny oddziaływał istotnie statystycznie na badane zmienne przynajmniej na 1% poziomie istotności;
- elastyczność wartości brutto środków trwałych na mieszkańca względem efektu grawitacyjnego wynosiła 0,752—0,822, z kolei elastyczność produkcji sprzedanej *per capita* względem owego efektu to 0,677—0,711, inwestycji na mieszkańca — 0,633—0,687, płac — 0,107—0,116, natomiast elastyczność liczby podmiotów REGON na 1000 mieszkańców względem efektu grawitacyjnego wynosiła 0,150—0,160;
- z oszacowań parametrów równania (6) wynika, że wzrost efektu grawitacyjnego o 1% obniżał stopy bezrobocia w powiatach średnio o 0,0401—0,0403 p.proc., z kolei taksonomiczny wskaźnik rozwoju ekonomicznego — o 0,0558—0,0596 p.proc.

**TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH
WEDŁUG ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH DLA RÓWNAŃ (5) I (6)**

Wyszczególnienie	$\ln k$	$\ln y$	$\ln i$	$\ln w$	$\ln REGON$	u	OE
Bez efektu dywersyfikacji stałej							
Stała	-4,107 (-80,83)	-3,807 (-42,23)	-5,414 (-64,05)	6,950 (350,39)	2,996 (76,59)	0,550 (52,97)	1,331 (218,43)
$\ln G$	0,752 (138,51)	0,677 (70,31)	0,633 (70,10)	0,107 (50,26)	0,150 (35,96)	-0,0401 (-36,17)	-0,0558 (-85,71)
R^2	0,822	0,543	0,541	0,377	0,237	0,239	0,638
Skorygowany R^2	0,822	0,542	0,541	0,377	0,237	0,239	0,638
Z efektem dywersyfikacji stałej							
Stała	-4,928 (-104,17)	-4,189 (-41,84)	-6,010 (-64,89)	6,901 (317,01)	2,887 (71,24)	0,544 (49,25)	1,366 (205,93)
$\ln G$	0,822 (170,23)	0,711 (69,56)	0,687 (72,66)	0,116 (52,24)	0,160 (38,77)	-0,0403 (-35,75)	-0,0596 (-88,02)
R^2	0,883	0,575	0,585	0,435	0,383	0,352	0,677
Skorygowany R^2	0,883	0,573	0,583	0,433	0,381	0,349	0,675
Liczba obserwacji	4169						

U w a g a. Pod oszacowaniami parametrów podano odpowiednią statystykę *t*-Studenta. R^2 (skorygowany R^2) oznacza współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji). Wszystkie zmienne okazały się istotne statystycznie przynajmniej na 1% poziomie istotności.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Co więcej, jeśli wewnętrzne efekty grawitacyjne, czyli efekty związane z sąsiedztwem powiatów oddziałują na rozwój ekonomiczny powiatów, to w warunkach gospodarki polskiej, otwartej na kraje Unii Europejskiej, należy uznać, że również zagranica wpływa przez efekty grawitacyjne (zwane dalej zewnętrznymi

mi efektami grawitacyjnymi) na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego. Z tego względu autorzy zdecydowali się na analizę oddziaływania zarówno wewnętrznych, jak i zewnętrznych efektów grawitacyjnych na poziom rozwoju ekonomicznego powiatów. W tym celu oszacowano MNK parametry następujących równań:

$$OE_{it} = \alpha - \beta \ln G_{it} - \sum_{m=1}^7 \gamma_m \ln G_{mit} \quad (7)$$

gdzie:

OE_{it} oraz G_{it} jak przy wzorze (6),

G_{mit} — efekt grawitacyjny łączący i -ty powiat z Berlinem, Pragą, Bratysławą, Lwowem, Mińskiem, Wilnem lub Kaliningradem¹⁰. Efekt ten mierzony jest zgodnie ze wzorem:

$$G_{mit} = \frac{k_{it}k_{mt}}{d_{im}^2}$$

gdzie:

k_{it} — wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w i -tym powiecie,

k_{mt} — wartość owej zmiennej makroekonomicznej w kraju m ¹¹,

d_{im} — odległość stolicy powiatu i od kraju m (liczona tak, jak wcześniej odległości d_{ij}).

Oszacowane MNK parametry równania (7) zestawiono w tabl. 4 i 5, z których wynikają następujące wnioski:

- w oszacowaniach parametrów równań, w których uwzględniono wewnętrzny efekt grawitacyjny i zewnętrzny efekt grawitacyjny związany tylko z jednym z polskich sąsiadów, zewnętrzne efekty grawitacyjne związane z każdym z sąsiadów oddziaływały istotnie statystycznie na poziom rozwoju ekonomicznego powiatów;
- najsilniejsze okazały się efekty grawitacyjne płynące z Niemiec, Białorusi i Litwy;
- oddziaływanie efektów grawitacyjnych płynących z Niemiec nie powinno dziwić. Jest to zdecydowanie najsilniejszy ekonomicznie polski sąsiad, który jest również głównym partnerem handlowym Polski;

¹⁰ W przypadku Ukrainy i Rosji analizowano efekty grawitacyjne łączące polskie powiaty ze Lwowem i Kaliningradem.

¹¹ Autorzy nie dotarli do danych o wartości brutto środków trwałych w Niemczech, Czechach, na Słowacji, Ukrainie, Białorusi, Litwie i w Rosji, zatem k_{mt} oszacowano metodą przybliżoną, zakładając, że k_{mt} w kraju m miało się tak do wartości brutto środków trwałych na mieszkańca w Polsce, jak miało się PKB *per capita* w kraju m do PKB *per capita* Polski.

- z kolei oddziaływanie Litwy i Białorusi może wynikać stąd, że Litwa wydaje się silnie oddziaływać na powiaty leżące w Polsce północno-wschodniej (głównie w woj. podlaskim), zaś efekty grawitacyjne związane z Białorusią są bardzo silnie skorelowane z efektami grawitacyjnymi związanymi z Litwą (współczynnik korelacji między logarytmami efektów grawitacyjnych płynących z Litwy i Białorusi przekraczał 0,975). Z tego względu zmienne te w równaniu (7) są silnie współliniowe. Gospodarka białoruska jest znacznie bardziej zamknięta na gospodarkę polską od gospodarki litewskiej, więc oddziaływanie efektów grawitacyjnych płynących z Białorusi wydaje się być regresją pozorną;
- z pozostałych sąsiadów — efekty grawitacyjne płynące z Czech silniej oddziałują na powiaty niż efekty płynące ze Słowacji, te zaś są silniejsze od ukraińskich efektów grawitacyjnych. Efekty grawitacyjne płynące z Rosji (pochodzące głównie z obwodu kaliningradzkiego) są zaś zbliżone do tych, które pochodzą z Czech;
- w oszacowaniach równania (7), w których jednocześnie uwzględniono wszystkich sąsiadów, efekty grawitacyjne płynące z Czech okazały się nieistotne statystycznie, zaś z Litwy — nieistotne w równaniu bez dywersyfikacji stałej. Nieistotność czeskich efektów grawitacyjnych można tłumaczyć tym, że są one skorelowane z efektami niemieckimi (współczynnik korelacji pomiędzy logarytmami niemieckich i czeskich efektów grawitacyjnych przekraczał 0,910).

Efekty grawitacyjne związane z Niemcami są silnie skorelowane z czeskimi efektami grawitacyjnymi, białoruskie zaś z litewskimi — z tego względu z dalszych analiz wyrugowano efekty grawitacyjne związane z Czechami i Białorusią. Wówczas oszacowane MNK parametry równania (7) przedstawiają się następująco¹²:

$$OE_{it} = 1,417 + FE - 0,00741 \ln G_{it} - 0,0181 \ln G_{Niemcy\ it} - 0,0116 \ln G_{Słowacja\ it} + \\ (224,95) \quad (-3,08) \quad (-21,42) \quad (-6,88) \\ - 0,00976 \ln G_{Ukraina\ it} - 0,0132 \ln G_{Litwa\ it} - 0,00854 \ln G_{Rosja\ it} \\ (-7,89) \quad (-5,59) \quad (-4,78) \\ R^2 = 0,748, \text{ skor. } R^2 = 0,747, \text{ liczba obserwacji} = 4169.$$

Oszacowania te pozwoliły na policzenie siły oddziaływania zewnętrznych efektów grawitacyjnych na wskaźnik rozwoju ekonomicznego powiatów OE . Siły te (oznaczane dalej jako F_{it}) policzono zgodnie z równaniem:

$$F_{it} = 0,0181 \ln G_{Nit} + 0,0116 \ln G_{Sit} + 0,00976 \ln G_{Uit} + 0,0132 \ln G_{Lit} + \\ + 0,00854 \ln G_{Rit}$$

¹² FE oznacza efekt dywersyfikacji stałej na poziomie wojewódzkim.

TABL. 4. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH DLA RÓWNAŃ (7) Z EFEKTEM DYWERSYFIKACJI STAŁEJ

Zmienne objaśniające	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Niemcy} \ln G_{Niemcy\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Czechy} \ln G_{Czechy\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Słowacja} \ln G_{Słowacja\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Ukraina} \ln G_{Ukraina\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Białoruś} \ln G_{Białoruś\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Litwa} \ln G_{Litwa\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Rosja} \ln G_{Rosja\ it}$	$OE_{it} = \alpha + FE +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\sum_{m=1}^7 \gamma_m \ln G_{mit}$
Stała	1,370** (215,04)	1,359** (208,04)	1,358** (200,99)	1,381** (206,12)	1,366** (215,92)	1,400** (211,37)	1,390** (203,74)	1,396** (153,24)
$\ln G$	-0,0469** (-50,00)	-0,0482** (-43,84)	-0,0507** (-32,03)	-0,0541** (-63,51)	-0,0397** (-33,81)	-0,0445** (-42,82)	-0,0503** (-49,24)	-0,00628* (-2,54)
$\ln G_{Niemcy}$	-0,0141** (-18,83)	—	—	—	—	—	—	-0,0184** (-13,50)
$\ln G_{Czechy}$	—	-0,0114** (-13,05)	—	—	—	—	—	0,00153 (0,72)
$\ln G_{Słowacja}$	—	—	-0,0084** (-6,22)	—	—	—	—	-0,0118** (-4,88)
$\ln G_{Ukraina}$	—	—	—	-0,0077** (-10,35)	—	—	—	-0,00763** (-5,49)
$\ln G_{Białoruś}$	—	—	—	—	-0,0247** (-20,34)	—	—	-0,0146** (-3,21)
$\ln G_{Litwa}$	—	—	—	—	—	-0,0202** (-18,67)	—	-0,0027 (-0,67)
$\ln G_{Rosja}$	—	—	—	—	—	—	-0,0117** (-11,93)	-0,0082** (-4,58)
R^2	0,702	0,689	0,680	0,685	0,706	0,702	0,687	0,749
Skorygowany R^2	0,701	0,688	0,678	0,683	0,705	0,700	0,686	0,747

Liczba obserwacji | 4169

U w a g a. Pod oszacowaniami parametrów podano odpowiednią statystykę t-Studenta. R^2 (skorygowany R^2) oznacza współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji).
 ** oznaczono zmienne istotnie statystycznie na 1% poziomie istotności, * — na 5% poziomie istotności.
 Ź r ó ł o: jak przy tabl. 3.

TABL. 5. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH DLA RÓWNAŃ (7) BEZ EFEKTU DYWERSYFIKACJI STALEJ

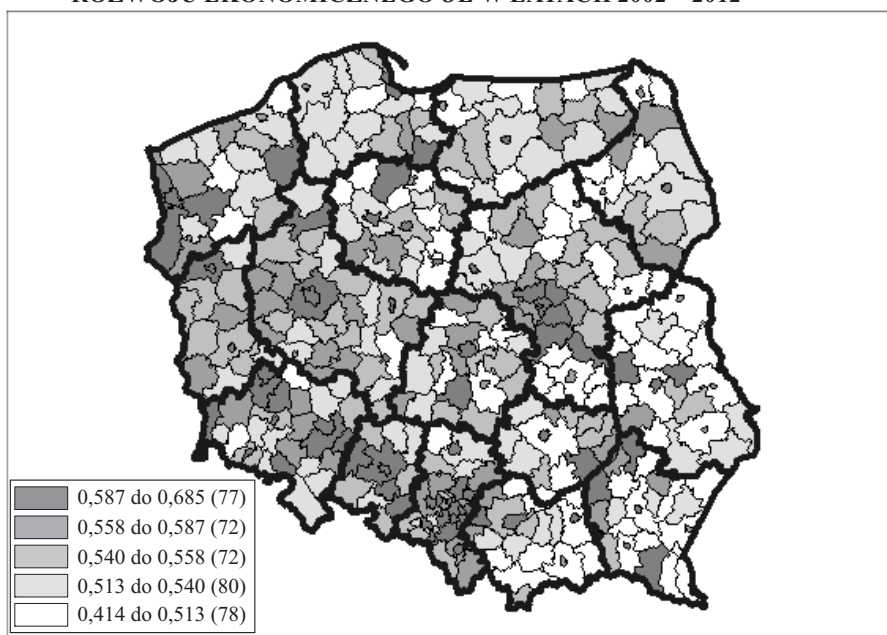
Zmienne objasniające	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Niemcy} \ln G_{Niemcy it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Czechy} \ln G_{Czechy it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Słowacja} \ln G_{Słowacja it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Ukraina} \ln G_{Ukraina it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Białoruś} \ln G_{Białoruś it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Litwa} \ln G_{Litwa it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\gamma_{Rosja} \ln G_{Rosja it}$	$OE_{it} = \alpha +$ $-\beta \ln G_{it} +$ $-\sum_{m=1}^7 \gamma_m \ln G_{mit}$
Stała	1,354** (231,61)	1,334** (225,46)	1,325** (214,76)	1,341** (212,99)	1,348** (226,91)	1,366** (217,05)	1,352** (213,92)	1,409** (160,95)
$\ln G$	-0,0467** (-63,23)	-0,0464** (-53,81)	-0,0492** (-36,43)	-0,0540** (-75,18)	-0,0437** (-47,79)	-0,0472** (-57,15)	-0,0500** (-59,43)	-0,0139** (-6,41)
$\ln G_{Niemcy}$	-0,0113** (-22,40)	—	—	—	—	—	—	-0,0175** (-15,26)
$\ln G_{Czechy}$	—	-0,00964** (-16,02)	—	—	—	—	—	0,00262 (1,54)
$\ln G_{Słowacja}$	—	—	-0,00596** (-5,59)	—	—	—	—	-0,00996** (-5,12)
$\ln G_{Ukraina}$	—	—	—	-0,00331** (-5,91)	—	—	—	-0,00347** (-2,75)
$\ln G_{Białoruś}$	—	—	—	—	-0,0176** (-18,10)	—	—	-0,0140** (-3,06)
$\ln G_{Litwa}$	—	—	—	—	—	-0,0139** (-16,26)	—	-0,00829* (-2,14)
$\ln G_{Rosja}$	—	—	—	—	—	—	-0,00827** (-10,70)	-0,00371* (-2,37)
R^2	0,677	0,659	0,641	0,641	0,664	0,660	0,648	0,739
Skorygowany R^2	0,677	0,659	0,641	0,641	0,664	0,659	0,648	0,738
Liczba obserwacji	4169							

U w a g a. Jak przy tabl. 4.
Z r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Przestrzenne zróżnicowanie tych sił zilustrowano na wykr. 5. Z policzonych wartości F_{it} oraz danych zaprezentowanych na wykr. 5 płyną następujące wnioski:

- najsilniej zewnętrzne efekty grawitacyjne oddziaływały na ekonomiczny poziom rozwoju powiatów: polkowickiego (0,684), Płock (0,684), bełchatowskiego (0,681), Warszawa (0,675), zgorzeleckiego (0,671), piaseczyńskiego (0,660) i Dąbrowa Górnicza (0,650);
- podobnie jak w przypadku siły działania wewnętrznych efektów grawitacyjnych, również zewnętrzne efekty grawitacyjne bardzo silnie oddziaływały na powiaty leżące wzdłuż autostrady łączącej Kraków z Wrocławiem, by następnie kierować się w kierunku Polkowic, w centrum grawitacyjnym biegnącym od pow. puławskiego w kierunku aglomeracji warszawskiej oraz w aglomeracji poznańskiej. Ponadto można również zauważyć dość silny ciąg grawitacyjny biegnący od Świnoujścia w kierunku Szczecina i Gorzowa Wielkopolskiego, co jest w głównej mierze efektem bliskości granicy z Niemcami;

Wykr. 5. SIŁA ODDZIAŁYWANIA ŁĄCZNYCH ZEWNĘTRZNYCH EFEKTÓW GRAWITACYJNYCH NA WSKAŹNIK ROZWOJU EKONOMICZNEGO OE W LATACH 2002—2012



Źródło: jak przy wykr. 3.

- najslabiej zewnętrzne efekty grawitacyjne oddziaływały na rozwój powiatów leżących w prawie całym obszarze województw lubelskiego i podkarpackiego (z wyjątkiem trójkąta Mielec—Tarnobrzeg—Stalowa Wola), we wschodniej

części woj. małopolskiego (jak można przypuszczać wynika to z niskich wartości efektów grawitacyjnych płynących z Ukrainy oraz względnie słabych efektów ze Słowacji), w południowej części woj. mazowieckiego (w pobliżu Radomia) oraz w okolicach Kielc;

- najsłabsze siły zewnętrznych efektów grawitacyjnych notowano w powiatach: chełmskim (0,600), brzozowskim (0,456), proszowickim (0,453), lipnowskim (0,449), strzyżowskim (0,444), kazimierskim (0,435) i przemyskim (0,414).

Podsumowanie

- I. W celu analizy zróżnicowania poziomu rozwoju ekonomicznego powiatów w latach 2002—2012 obliczono (wykorzystując odległość euklidesową) taksonomiczny wskaźnik rozwoju. Wskaźnik ten zbudowano na podstawie sześciu zmiennych makroekonomicznych: produkcji sprzedanej na mieszkańca, wartości brutto środków trwałych *per capita*, inwestycji na mieszkańca, płac, liczby podmiotów w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców (jako stymulant) oraz stopy bezrobocia rejestrowanego (jako destymulanty).
- II. Najwyższym poziomem rozwoju ekonomicznego charakteryzowały się powiaty położone w dużych aglomeracjach miejskich oraz posiadające przemysł wydobywczy. Wśród najlepiej rozwiniętych powiatów dominowały powiaty województw śląskiego i mazowieckiego, natomiast wśród najsłabiej rozwiniętych znalazły się powiaty położone głównie w Polsce wschodniej, ale także część powiatów woj. mazowieckiego (co wskazuje na występowanie dużych różnic w poziomie rozwoju ekonomicznego w tym województwie).
- III. Z analizy dynamiki zmian taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w podziale na powiaty ziemskie i grodzkie wynika, że w miastach na prawach powiatu notowano lepsze wartości wskaźnika rozwoju ekonomicznego niż w powiatach ziemskich. Potwierdza to tezę, że powiaty grodzkie stanowią regionalne i lokalne centra rozwoju ekonomicznego.
- IV. W artykule wyróżniono dwa rodzaje efektów grawitacyjnych — indywidualne i łączne. Przyjęto założenie, że indywidualne efekty grawitacyjne łączące dwa powiaty są wprost proporcjonalne do iloczynu wartości brutto środków trwałych na mieszkańca w tych powiatach oraz odwrotnie proporcjonalne do kwadratu odległości między nimi. Łączne efekty grawitacyjne stanowią natomiast średnią geometryczną z indywidualnych efektów grawitacyjnych.

- V. Obliczenie łącznych efektów grawitacyjnych dla powiatów pozwoliło wyróżnić trzy centra krajowych efektów grawitacyjnych. Pierwsze z nich znajduje się na południu Polski i rozciąga się od Krakowa, przez aglomerację śląsko-dąbrowską i wrocławską, aż po pow. polkowicki. Pozostałe dwa centra grawitacyjne znajdują się wokół aglomeracji warszawskiej (a właściwie w trójkącie Warszawa—Płock—Łódź) oraz wokół aglomeracji poznańskiej. Na wyróżnienie zasługuje również pow. bełchatowski, w którym wartość łącznego efektu grawitacyjnego była najwyższa. Najślabiej siły grawitacyjne działały w powiatach województw wschodnich, w których leżą głównie powiaty o małym potencjale ekonomicznym, znacznie oddalone od krajowych centrów grawitacyjnych. Najniższą wartością łącznego efektu grawitacyjnego charakteryzował się pow. przemyski.
- VI. Poziom łącznego efektu grawitacyjnego w latach 2002—2012 zarówno w powiatach grodzkich, jak i ziemskich cechował się tendencją wzrostową (co należy łączyć z rosnącą wartością brutto środków trwałych na mieszkańca w większości powiatów), ale wartość opisywanej zmiennej była ponad dwukrotnie wyższa w miastach na prawach powiatu niż w powiatach ziemskich.
- VII. Wyniki analizy statystycznej potwierdziły, że efekt grawitacyjny istotnie oddziaływał na każdą ze zmiennych makroekonomicznych wchodzących w skład wskaźnika taksonomicznego, a także na sam wskaźnik. Efekt grawitacyjny objaśniał kształtowanie się taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w powiatach w 63,8%, a wzrost efektu grawitacyjnego o 1% obniżał ów wskaźnik o 0,0558—0,0596 p.proc.
- VIII. Analiza zewnętrznych efektów grawitacyjnych (związanych z oddziaływaniem z zagranicy) pokazała, że najsilniej na zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów oddziaływały siły grawitacyjne pochodzące z Niemiec i Litwy. Bardzo silne oddziaływanie gospodarki niemieckiej wynika z dużego potencjału ekonomicznego tego kraju.
- IX. Łączny zagraniczny efekt grawitacyjny najsilniej wpływał na powiaty leżące wzdłuż autostrady A4 od Krakowa do Wrocławia, aż po Zagłębie Miedziowe w woj. dolnośląskim, w centrum grawitacyjnym biegnącym od pow. puławskiego w kierunku aglomeracji warszawskiej oraz w aglomeracji poznańskiej. Znacznie wyższe wartości łącznego zewnętrznego efektu grawitacyjnego notowano w powiatach zachodniej Polski. Najślabiej zewnętrzne efekty grawitacyjne oddziaływały na rozwój powiatów leżących w południowo-wschodniej Polsce, czego przyczyną jest zapewne słabe oddziaływanie efektów grawitacyjnych płynących z Ukrainy i ze Słowacji.

LITERATURA

- Berbeka J. (1999), *Porównanie poziomu życia w krajach Europy Środkowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Dykas P., Kościelniak P., Tokarski T. (2013), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego województw i powiatów*, [w:] Trojak M., Tokarski T. (red.), *Statystyczna analiza zróżnicowania ekonomicznego i społecznego Polski*, WUJ, Kraków
- Edigarian A., Kościelniak P., Tokarski T., Trojak M. (2011), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów*, [w:] Tomczak D. (ed.), *Capability to Social Progress in Poland's Regions*, Warsaw University Press
- Gajewski P. (2002), *Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego Polski w latach dziewięćdziesiątych*, praca magisterska napisana w Katedrze Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem E. Kwiatkowskiego
- Gajewski P. (2003), *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11
- Linnemann H. (1963), *An Econometric Study of International Trade Flows*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam
- Majewski S. (1999), *Szeregowanie krajów przy pomocy Diagramu Czekanowskiego i Taksonomicznego Miernika Rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Mroczek K., Szewczyk M. W., Tokarski T. (2013), *Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów w latach 2002—2011*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Ekonomii i Informatyki w Krakowie”, nr 9, Kraków
- Mroczek K., Tokarski T. (2013), *Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. LXXXIX, Łódzkie Towarzystwo Naukowe
- Mroczek K., Tokarski T., Trojak M. (2014), *Grawitacyjny model wzrostu gospodarczego*, opracowanie prezentowane na seminarium Katedry Ekonomii Matematycznej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu
- Pindyck R. S., Rubinfeld D. L. (1991), *Econometrics Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York
- Pulliatinen K. (1963), *A World Trade Study. An Econometric Model of the Pattern of Commodity Flows in International Trade in 1948—1960*, „Ekonomiska Samfundet Tidskrift”, No. 2
- Tinbergen J. (1962), *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, New York
- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M. (1999), *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i plac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Trojak M., Tokarski T. (red.) (2013), *Statystyczna analiza zróżnicowania ekonomicznego i społecznego Polski*, WUJ, Kraków

SUMMARY

The aim of the study is a statistical analysis of the impact of the so-called gravitational effect on the level of economic development of Polish poviats (districts) in the years 2002—2012. The gravitational effect of macroeconomic analysis is based on the assumption that the level of economic development of the poviats depends, i.a. of medium gravity. This factor connecting two regions is

directly proportional to the product of the economic potential of these regions (measured by gross value of fixed assets per capita) and inversely proportional to the square of the geographical distance between these regions. The article describes the spatial variation of taxonomic indicators of economic development and the effects of gravity in the poviats. The paper presents the results of a statistical analysis of the impact of the gravitational effect of the diversity on economic development of the districts. The study takes into account both the effects of national (mutual poviats) and external (foreign neighbors on Polish counties economic development) gravitational interaction.

РЕЗЮМЕ

Целью обследования является статистический анализ влияния так называемого гравитационного эффекта на уровень экономического развития повятов в Польше в 2002—2012 гг. Гравитационный эффект в макроэкономическом анализе основан на предположении, что уровень экономического развития данного района (повята) зависит в частности от гравитационного фактора. Этот фактор соединяющий два района является прямо пропорциональным к произведению экономического потенциала этих районов (измеряющего величиной брутто основных средств на душу населения) и обратно пропорциональным к квадрату географического расстояния разделяющего эти районы.

В статье была охарактеризована пространственная дифференциация таксономических показателей экономического развития и гравитационных эффектов в повятах. Были также представлены результаты статистического анализа влияния гравитационного эффекта на дифференциацию экономического развития повятов. Учитывалось как влияние национальных гравитационных эффектов (взаимные повяты), так и внешних (зарубежных соседей) на экономическое развитие польских повятов.

Jan KORDOS

Wspomnienia ze współpracy z Profesorem Tadeuszem Walczakiem

Z Profesorem Tadeuszem Walczakiem rozpoczęliśmy pracę w GUS w 1955 r. W ciągu tych sześćdziesięciu lat współpracy łączyły nas różne relacje zawodowe i koleżeńskie. Na początku też krótko razem mieszkaliśmy na kwaterze GUS, przy al. Świerczewskiego¹ 53 m. 10. Tadeusz po zawarciu związku małżeńskiego szybko dostał mieszkanie. W tym okresie GUS miał dwie kwatery służbowe, co dawało szansę na pracę w GUS absolwentom wyższych uczelni. We wspomnianej kwaterze mieszkało kilku pracowników Urzędu, z których zapamiętałem: Mariana Braczkę, Stanisława Bychawskiego, Stanisława Dąbrowę, Henryka Drozda, Witolda Dziewałtowskiego, Józefa Gawrysia, Jana Krysiaka, Emila Kubasa, Marcina Młotkowskiego, Bogusława Rejna i Augusta Zaparta.

Zdaję sobie sprawę, że moje wspomnienia mają charakter osobisty i subiektywny. Profesor Walczak odegrał wybitną rolę w statystyce publicznej. Pełnił odpowiedzialne funkcje i zajmował wysokie stanowiska. Był również profesorem SGH² i autorem ok. 200 publikacji, w tym kilku pozycji monograficznych. Jestem jednak w stanie wymienić tylko te opracowania, które wykorzystywałem w swojej pracy, a także odwołać się do moich publikacji, których powstanie było związane z Profesorem. Korzystałem często z podręcznika tłumaczonego przez Tadeusza na temat projektowania i realizacji badań w statystyce gospodarczej³, a także jego własnego opracowania nt. zasad projektowania i realizacji badań statystycznych⁴. Różniły nas specjalizacje statystyczne, ale łączyło podejście do statystyki, jej rozumienie i potrzeba doskonalenia, jak również do reprezentowania na forum międzynarodowym oraz popularyzacja.

Tadeusz Walczak rozpoczął pracę w Departamencie Transportu i Łączności i wkrótce został naczelnikiem wydziału. W początkowym okresie nasze relacje zawodowe były raczej rzadkie. Dyskutowaliśmy głównie o jakości sprawozdawczości statystycznej (tematem tym zajmowałem się w Komisji Matematycznej

¹ Obecnie al. Solidarności.

² W tamtych latach SGPiS.

³ Walczak T. (tł.) (1997), *Podręcznik projektowania i realizacji badań statystycznych działalności gospodarczej*, ed. by Elly Koeijers and Ad Willeboordse, GUS.

⁴ Walczak T. (1999), *Zasady projektowania i realizacji badań statystycznych*, „Statystyka w Praktyce”, nr 5, GUS, s. 150.

GUS), a także o możliwościach zastąpienia badań pełnych badaniami reprezentacyjnymi. Pamiętam, że w tym czasie konsultowałem z Profesorem badanie reprezentacyjne z zakresu przewozów transportem samochodowym, które przygotowywałem dla Instytutu Transportu Samochodowego, z którego także korzystał GUS.

POWSTANIE CZASOPISMA „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE”

W 1956 r. powstały „Wiadomości Statystyczne”, periodyk był więc często przedmiotem naszych dyskusji. Niejednokrotnie dyskutowaliśmy o kształcie nowo utworzonego czasopisma oraz sprawach z nim związanych, często więc spotykaliśmy się w redakcji. W „Wiadomościach Statystycznych” zamieszczałem teksty o działalności Komisji Matematycznej GUS i szeroko przedstawiałem jej wkład w badania statystyczne⁵.

DYREKTOR OŚRODKA ELEKTRONICZNEGO GUS

W 1967 r. Profesora Tadeusza Walczaka mianowano dyrektorem Ośrodka Elektronicznego, a ja rok wcześniej rozpocząłem pracę w Zakładzie Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS. Nasze potrzeby obliczeniowe przy zastosowaniu na szerszą skalę nowoczesnych metod statystycznych były ogromne, co powodowało kłopoty we współpracy z Zakładem Techniki Statystycznej. Powstanie Ośrodka Elektronicznego budziło nasze nadzieje na rozwiązanie tego problemu. Współpracowaliśmy ściśle nie tylko z Profesorem Walczakiem, również pod jego kierunkiem z dr Stefanem Semczukiem i innymi specjalistami. Napisałem do „Wiadomości Statystycznych” artykuł na temat możliwości wykorzystania elektronicznej maszyny cyfrowej do wdrażania metod matematycznych w badaniach GUS⁶. Z Ośrodka Elektronicznego delegowano specjalistę Tadeusza Groszka, z którym wspólnie przygotowaliśmy monografię poświęconą zastosowaniom wybranych metod matematycznych przy wykorzystaniu elektronicznej maszyny cyfrowej, którą opublikowano w „Zeszytach Metodologicznych”⁷. Współpraca ta zaowocowała znacznym zwiększeniem stosowania metod matematycznych w analizach GUS⁸.

⁵ Kordos J. (2012), *Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach 1950—1993*, „Wiadomości Statystyczne”, GUS, nr 9, s. 10—25.

⁶ Kordos J. (1968), *Możliwość wykorzystania elektronicznej maszyny cyfrowej do wdrażania metod matematycznych w badaniach*, „Wiadomości Statystyczne”, GUS, nr 2, s. 8—10.

⁷ Kordos J. (red. naukowa) (1971), *Wybrane metody matematyczne przy zastosowaniu elektronicznej maszyny cyfrowej*, „Zeszyty Metodologiczne”, nr 22, GUS.

⁸ *Zastosowanie metod matematycznych w statystyce* (1969), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, GUS, t. 7; *Wybrane problemy prognoz statystycznych* (1970a), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, GUS, t. 11; *Statystyczna ocena wyników badań budżetów rodzinnych* (1970b), „Studia i analizy statystyczne”, GUS.

MIĘDZYNARODOWA KONFERENCJA Z METODY REPREZENTACYJNEJ W 1970 R. W WARSZAWIE

W kwietniu 1970 r. GUS zorganizował międzynarodową konferencję poświęconą badaniom reprezentacyjnym w krajach socjalistycznych. Udział Profesora był dla nas niezwykle ważny. Postanowiliśmy opublikować w języku polskim referaty prezentowane na konferencji w języku rosyjskim. Mieliśmy poważne kłopoty z terminologią statystyczną, jak i tłumaczeniem niektórych fragmentów tekstów. Korzystaliśmy zarówno z konsultacji Profesora, jak i jego pomocy przy pozyskiwaniu tłumaczy tekstów. Dzięki temu udało się opublikować materiały z konferencji⁹. Jest to jedyny dokument świadczący o stosowaniu w badaniach statystycznych metody reprezentacyjnej w tamtym okresie w krajach socjalistycznych. W późniejszym okresie wykorzystywaliśmy wielokrotnie to opracowanie na forum międzynarodowym.

PROFESOR WICEPREZESEM GUS

Profesor Tadeusz Walczak został wiceprezesem GUS w 1972 r. W tym okresie miałem problemy związane z wyjazdem za granicę w charakterze eksperta FAO (agendy ONZ do spraw Wyżywienia i Rolnictwa) i tego okresu nie jestem w stanie zrelacjonować. W końcu lutego 1974 r. wyjechałem najpierw do Rzymu, gdzie mieściła się centrala FAO, a później do Etiopii, gdzie pracowałem ponad 6 lat.

Do kraju powróciłem w końcu sierpnia 1980 r., ale pracę w GUS wznowiłem w grudniu 1980 r. Spotykałem się z dawnymi kolegami. Odwiedziłem także Profesora Walczaka, który nadal był wiceprezesem GUS. Długo dyskutowaliśmy na aktualne tematy polityczne i statystyczne. Wiele spraw budziło nasze obawy i nadzieje. Nie potrafię tego krótko opisać. W rozmowie Tadeusz wspominał, że przewidywane jest objęcie przeze mnie stanowiska zastępcy dyrektora Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS. Prezesem GUS był wówczas prof. Wiesław Sadowski, który wprowadził mnie w problematykę Urzędu oraz zaproponował mi inne zadanie niż pierwotnie planowano. Od marca 1981 r. rozpocząłem zatem pracę jako dyrektor departamentu, który zajmował się problematyką demograficzną i społeczną oraz badaniem cen. Z Profesorem Walczakiem spotykaliśmy się wtedy często w sprawach zawodowych.

UDZIAŁ W KONFERENCJACH MIĘDZYNARODOWYCH

Z Profesorem Tadeuszem Walczakiem uczestniczyliśmy zwykle razem w naukowych sesjach Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS), prezentując referaty zamawiane przez organizatorów lub biorąc udział w dyskusjach sesyj-

⁹ *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną w krajach socjalistycznych* (1971), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 14; *Wybrane problemy metodologiczne badań reprezentacyjnych* (1971), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 15.

nych. Profesor z sukcesem reprezentował GUS na wielu konferencjach międzynarodowych, a całokształt jego osiągnięć w tej dziedzinie był znaczący. Ważne były także nasze spotkania kularowe ze statystykami z innych krajów, od których uzyskiwaliśmy uzupełniające informacje metodologiczne do interesujących nas tematów. Nawiązywaliśmy w ten sposób kontakty, które wykorzystywaliśmy do popularyzacji polskiej statystyki. Kontakty te były również pomocne przy organizacji konferencji lub seminariów naukowych w Polsce. Lata 80. ub. wieku były dla nas bardzo owocne. Wspomnę tu o sesjach MIS 44, 45 i 47, które odbyły się w Madrycie w 1983 r., w Amsterdamie w 1985 r. i w Paryżu 1989 r., a sprawozdania z tych sesji opublikowano w „Wiadomościach Statystycznych”¹⁰. Kontakty zagraniczne ułatwiły nam przygotowanie międzynarodowych konferencji w Polsce w następnych latach. W latach 1990—1995 przygotowaliśmy cztery konferencje międzynarodowe. Wspomnę o konferencji z 1992 r., w której Profesor Walczak odegrał znaczącą rolę.

MIĘDZYNARODOWA KONFERENCJA NT. STATYSTYKI MAŁYCH OBSZARÓW W 1992 R.

Międzynarodowa konferencja naukowa, zorganizowana w 1992 r. w Warszawie, poświęcona statystyce małych obszarów zasługuje na szczególną uwagę¹¹. Miała ona znaczący wpływ na szersze zainteresowanie się tą nową problematyką badawczą w Polsce, a także w innych krajach będących w okresie transformacji systemowej. Była to druga konferencja dotycząca tematyki małych obszarów zorganizowana na świecie¹².

Profesor Tadeusz Walczak brał aktywny udział w konferencji, przewodniczył jednej sesji, a także współdziałał w opublikowaniu prezentowanych referatów, recenzując niektóre z nich. Dokonał także wyboru artykułów, które przetłumaczono na język polski i opublikowano w „Wiadomościach Statystycznych”. Ważniejsze fragmenty tej konferencji nagrano na wideo i są one nadal dostępne. Stanowią nie tylko dokument tamtych czasów, ale mogą też służyć do celów dydaktycznych. Otrzymałem te nagrania od prof. Jana Paradysza w Poznaniu na międzynarodowej konferencji poświęconej estymacji dla małych obszarów we wrześniu 2014 r. Nagrania przekazałem Profesorowi Walczakowi, ale już nie zdążył ich przejrzeć. Szczegółowo informowałem Profesora o przebiegu wspomnianej poznańskiej konferencji. Profesor postanowił, aby poza opublikowa-

¹⁰ 44 *Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego* (1983), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 39—44; 45 *Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego* (1986), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 32—35; 47 *Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Paryżu* (1989), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 39—43.

¹¹ Kalton G., Kordos J., Platek R. (1993), *Small Area Statistics and Survey Designs*, Vol. I: *Invited Papers*; Vol. II: *Contributed Papers and Panel Discussion*, Central Statistical Office.

¹² Pierwsza konferencja naukowa na temat statystyki małych obszarów została zorganizowana w Kanadzie w 1985 r. (Platek R., Rao J. N. K., Särndal C. E., Singh M. P. (1987), *Small Area Statistics — An International Symposium*, John Wiley & Sons, New York).

niem obszernego sprawozdania z tej konferencji w „Wiadomościach Statystycznych”¹³ opracować również artykuł dotyczący osiągnięć w zakresie zagadnień estymacji dla małych obszarów, omawianych na poznańskiej Konferencji, ale przedstawionych w porównaniu z konferencją z 1992 r. Artykuł ten jest obecnie przygotowywany przez prof. Jana Paradysza i dra Marcina Szymkowiaka.

REDAKCJA „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”

W lutym 1994 r. Profesor Tadeusz Walczak został redaktorem naczelnym „Wiadomości Statystycznych”, jednocześnie rozpoczął pracę jako radca prezesa GUS. Nasza współpraca nabrała charakteru oficjalnego, gdyż od lutego 1994 r. zostałem członkiem Rady Programowej „Wiadomości Statystycznych”, funkcję tę pełniłem do końca września 2011 r. W początkowym okresie Radzie Programowej przewodniczył dr Stanisław Róg¹⁴, który organizował co kwartał zebrania Rady, a wynikające z nich propozycje były omawiane z redaktorem naczelnym „WS”. Warto dodać, że wcześniej dr Róg był przez 20 lat redaktorem naczelnym „Wiadomości Statystycznych”. Z wdzięcznością wspominam te spotkania i wiele się z nich nauczyłem. W końcu 2011 r. poinformowano mnie o zmianach w Radzie Programowej, nie byłem już jej członkiem, ale nadal współpracowałem z Redaktorem Naczelnym.

„STATISTICS IN TRANSITION”

„Statistics in Transition” (SIT) (opracowywany w wersji angielskiej) zaczął wychodzić w 1993 r. Redakcja SIT od początku nawiązała wielokierunkową współpracę z Profesorem Tadeuszem Walczakiem. Dotyczyła ona pisania artykułów, ich recenzowania, konsultacji terminów statystycznych oraz popularyzacji czasopisma.

Profesor już w pierwszym numerze SIT przedstawił artykuł nt. 75 lat rozwoju polskiej statystyki oficjalnej¹⁵, z kolei w numerze trzecim omówił wyczerpująco praktyczne zagadnienia wypełnienia fundamentalnych zasad badawczych w państwach będących w okresie transformacji systemowej¹⁶. Z kolei w artykule zamieszczonym w SIT w 1995 r. nakreślił międzynarodowy projekt rozwoju statystyki społecznej w tych krajach¹⁷. W roku 1998 SIT opublikował obszerny wywiad przeprowadzony przez Tadeusza Walczaka z prezesem GUS Tadeuszem

¹³ Szymkowiak M. (2015), *Międzynarodowa Konferencja Naukowa „Small Area Estimation 2014”*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, GUS.

¹⁴ Róg S. (1908—2000), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 314—317, GUS i PTS.

¹⁵ Walczak T. (1993), *75 Years of Official Statistics in Poland*, „Statistics in Transition”, Vol. 1, No. 1, s. 13—38.

¹⁶ Walczak T. (1994), *Practical Implementation Issues of the Fundamental Principles in the Transition Countries*, „Statistics in Transition”, Vol. 1, No. 3, s. 267—306.

¹⁷ Walczak T. (1995), *International Project for the Development of Social Statistics for Countries in Transition*, „Statistics in Transition”, Vol. 2, No. 3, s. 265—268.

Toczyńskim i przewodniczącym Rady Statystyki Franciszkiem Kubiczkiem — rozmówcy wypowiadali się nt. tradycji i przyszłości polskiej statystyki¹⁸. W tym samym roku Profesor Walczak przybliżył czytelnikom anglojęzycznym miesięcznik „Wiadomości Statystyczne”, przedstawiając je jako podstawowe czasopismo statystyki oficjalnej w Polsce¹⁹.

Profesor Walczak promował SIT omawiając ciekawsze artykuły w „Wiadomościach Statystycznych” w cyklu tematycznym *To warto przeczytać*. W latach 1995—2004 przedstawił 20 numerów SIT omawiając poszczególne artykuły, które zdaniem Profesora warto było przybliżyć czytelnikom, jak również zachęcić do przeczytania w oryginale²⁰.

TLUMACZENIA I SŁOWNIKI

Profesor Walczak przetłumaczył wybrane pozycje opracowań statystycznych z języka angielskiego na język polski. W 1990 r. Biuro Badań i Analiz Statystycznych Rady Głównej PTS rozpoczęło publikację serii tych tłumaczeń. Profesor Walczak przetłumaczył m.in. wybrane zagadnienia z książki T. Daleniusa²¹, opublikowane pod wspólnym tytułem *Elementy metody reprezentacyjnej*, a także opracował wybrane pozycje dotyczące statystyki małych obszarów zawarte w publikacji wydanej w 1987 r.²².

SŁOWNIKI TERMINÓW STATYSTYCZNYCH — ANGIELSKO-POLSKI I POLSKO-ANGIELSKI

W 1997 r. Tadeusz Walczak wydał *Słownik terminów statystycznych angielsko-polskich*²³. Uważałem, że jest to potrzebna publikacja i napisałem jej obszerną recenzję²⁴. Wielokrotnie dyskutowaliśmy na temat terminologii staty-

¹⁸ Walczak T. (1998), *Traditional and Future of the Polish Statistics (Interview with the President of the Polish CSO T. Toczyński and President of the Council of Statistics F. Kubiczek by T. Walczak)*, „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 4, s. 589—597.

¹⁹ Walczak T. (1998), „Wiadomości Statystyczne” (*Statistical News*) — the major Journal of Official Statistics in Poland, „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 4, s. 797—803.

²⁰ W cyklu artykułów *To warto przeczytać* Profesor omawiał prace opublikowane w „Statistics in Transition” w następujących numerach „Wiadomości Statystycznych” (rok, numer miesięcznika): 1995 (4, 7 i 12); 1996 (2, 4 i 9); 1997 (3); 1998 (9 i 11); 2000 (3 i 10); 2001 (9); 2002 (4 i 11); 2003 (2); 2004 (1, 4 i 11).

²¹ Dalenius T. (1957), *Sampling in Sweden. Contributions to the Methods and Theories of Sample Survey Practice*, Uppsala.

²² Dalenius T. (1985), *Elementy metody reprezentacyjnej. Statystyka małych obszarów: wybrane materiały z Sympozjum w Ottawie*, [w tym:] *Dane statystyczne dla małych obszarów: problemy strategii i wyzwania techniczne*, Gordon J. (tł. Tadeusz Walczak, red. nauk. Jarosław Podgórski) (1992), PTS Rada Główna, Warszawa, 108 stron.

²³ Walczak T. (1997), *Słownik terminów statystycznych angielsko-polskich*, GUS.

²⁴ Kordos J. (recenzja) (1998), T. Walczak: *Słownik terminów statystycznych angielsko-polskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 89—91, GUS.

stycznej angielskiej i polskiej. Miałem poważne kłopoty przy redagowaniu tekstów do SIT i niejednokrotnie konsultowałem się w tej kwestii z Profesorem korzystając z jego autorytetu w tej dziedzinie.

W 2011 r. Profesor Walczak opublikował w Wydawnictwie C. H. Beck *Słownik angielsko-polski i polsko-angielski terminów statystycznych*²⁵. Napisałem recenzję również tego słownika i opublikowałem w „Statistics in Transition — new series”²⁶. Widziałem potrzebę promowania tej pozycji jako ważnej i przydatnej dla ekonomistów i statystyków. Uważam, że nadal warto ten słownik promować. Jest on adresowany do wszystkich, którzy korzystają z anglojęzycznej literatury ekonomiczno-statystycznej. Publikacja przeznaczona jest zarówno dla pracowników służb statystycznych, którzy na co dzień wykorzystują w pracy literaturę fachową i materiały metodologiczne w języku angielskim, jak i dla pracowników naukowych, studentów szkół wyższych oraz osób korzystających z literatury statystycznej, a także z publikacji i opracowań statystycznych wydawanych przez instytucje innych krajów oraz organizacje międzynarodowe. W słowniku ujęto zarówno hasła ściśle statystyczne, używane w teorii statystyki, w praktyce badań i opracowań statystycznych, jak i wybrane wyrażenia i zwroty ze słownictwa ogólnego występujące szczególnie często w literaturze statystycznej, których dosłowne tłumaczenie przy pomocy słowników ogólnych mogłoby prowadzić do nieporozumień. Słownik zawiera również obszerny zestaw haseł ze statystyki finansowej i bankowej, używanych w rachunkach narodowych. Warto więc znać oraz promować ten słownik.

WSPÓŁPRACA W OSTATNIM OKRESIE

W ostatnich miesiącach życia Profesora Walczaka wielokrotnie rozmawialiśmy telefonicznie na kilka tematów związanych głównie z problematyką „Wiadomości Statystycznych”, a także z bieżącymi sprawami naszej statystyki. Rozmowy dotyczyły głównie następujących tematów:

- 1) tłumaczenia wybranych artykułów z konferencji międzynarodowej w Poznaniu nt. estymacji dla małych obszarów na język polski po ich opublikowaniu w „Statistics in Transition — new series”;
- 2) organizacji w GUS seminarium pod roboczym tytułem *Badania statystyczne a TQM*. Radziłem się Profesora, w jaki sposób ująć tak szeroką problematykę. Chodziło nam również o popularyzację wyników z seminarium i ich zakres;
- 3) przygotowywania na uczelni, w której pracuję (Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie), opracowania nt. zastosowań biznesowych i społecznych, któ-

²⁵ Walczak T. (2011), *Słownik terminów statystycznych. Angielsko-polski/Polsko-angielski*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa.

²⁶ Kordos J. (2011), *Book Review: Tadeusz Walczak: Dictionary of Statistical Terms: English-Polish and Polish-English*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa, „Statistics in Transition — new series”, Vol. 12, No. 2, s. 413 i 414.

re mogłoby być również przydatne dla statystyki publicznej. Profesor radził, aby napisać podsumowanie tej zbiorowej pracy do „WS”. Napisałem, ale włączyłem to podsumowanie do wspomnianej publikacji, która jest dostępna w Internecie²⁷. Wydaje mi się, że warto jednak popularyzować zaprezentowane w monografii ujęcie różnorodnych zastosowań statystyki, które mogą wzbudzić zainteresowanie naszych statystyków, wywołać dyskusję oraz podjęcie dalszych prac badawczych w tym zakresie.

Wspólnie z Profesorem byliśmy świadkami przeobrażeń polskiej statystyki w różnych okresach. Obserwowaliśmy jej rozwój i jednocześnie byliśmy jego uczestnikami. Często mieliśmy różne poglądy na niektóre zagadnienia statystyczne, jednak Profesor dążył do rekuncylacji, gdy było to w interesie statystyki.

prof. dr hab. Jan Kordos — *GUS, Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie*

²⁷ <http://www.kaweczynska.pl/wydawnictwo/publikacje/wazniejsze-publicacje>.

Bibliografia prac prof. dra hab. Tadeusza Walczaka

Prof. dr hab. Tadeusz Walczak był autorem licznych publikacji i artykułów oraz referatów na seminaria naukowe. Prace te dotyczą zróżnicowanej tematyki: metodologii i doskonalenia badań statystycznych, wdrożenia i unowocześnienia informatyki w statystyce. Były to też tłumaczenia publikacji i artykułów na i z języka angielskiego i rosyjskiego. Profesor był również autorem słowników terminów statystycznych angielsko-polskiego i polsko-angielskiego.

Profesor wydał ponad 20 książek (autorskich i współautorskich), napisał ponad 120 artykułów, m.in. do miesięcznika „Wiadomości Statystyczne” oraz czasopisma „Statistics in Transition”, a także ok. 140 opracowań w serii *To warto przeczytać* oraz *Z kraju i ze świata*.

Poszczególne prace podano w kolejności chronologicznej.

1962

Mechanizacija učeta proizvodstva po normativnomu metodu. Avtoreferat disertacii na soiskanie učenog stepeni kandydata ekonomičeskich nauk (1962), naučný rukovoditel Isakov V. I., Moskva, Ministerstvo Vysšego i Sredniego Obrazovanija RSFSR, Moskovskij Ekonomiko-Statističeskij Institut, 15 s., na pravach rukopisi

1965

Podstawowe wiadomości o maszynach liczących. Tradycyjne i współczesne środki techniki obliczeniowej (1965), SGGW, Warszawa, 153 s.

1968

Elementy mechanizacji prac statystycznych w przedsiębiorstwie (1968/70), *Studium statystyki w przedsiębiorstwie przemysłowym*, PTE, Łódź, 23 s.

Maszyny liczące. Modernizacja i automatyzacja przetwarzania danych (1968), PWE, Warszawa, 381 s.

O lepszą i wydajniejszą pracę (1968), „Statystyk Terenowy”, nr 11, s. 16, 17

Program pracy Ośrodka Elektronicznego GUS na 1968 r. (1968), „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 5—7

Technika elektroniczna w GUS (1968), „Statystyk Terenowy”, nr 2, s. 19

Czerniewski K., Walczak T., Pietruszka W., Hahn E. (1968), *Statystyka w przyszłości* (wypowiedzi), „Statystyk Terenowy”, nr 5, s. 14—16 i nr 6, s. 24, 25

Kozłowski C., Walczak T. (1968), *Spis powszechny w 1970 r. Prace przygotowawcze*, Warszawa, 55 s.

1969

- Niektóre aspekty dokładności danych statystycznych w świetle stosowania EMC* (1969), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 16—18
- Rok pracy elektronicznej maszyny cyfrowej w GUS* (1969), „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 29—32

1970

- Bank danych statystycznych — ważny element racjonalnego systemu informacji* (1970), „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 1—4
- Elektroniczne przetwarzanie danych NSP 1970* (1970), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 24—28
- Technika obliczeniowa w systemie informacji* (1970), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 19—21

1971

- Doświadczenia w eksploatacji Odry 1304 w Ośrodku Elektronicznym GUS* (1971), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 30—33
- Elementy mechanizacji prac statystycznych w przedsiębiorstwie* (1971), *Studium statystyki w przedsiębiorstwie przemysłowym*, wydanie 2 zmienione i rozszerzone, PTE, Łódź, 56 s.
- Maszyny liczące. Modernizacja i automatyzacja przetwarzania danych* (1971), wydanie 2 zmienione i rozszerzone, PWE, Warszawa, 378 s.
- Organizacja i wykorzystanie rejestru jednostek gospodarki uspołecznionej przy użyciu EMC* (1971), [w:] *Rola i zadania statystyki państwowej w planowaniu i zarządzaniu gospodarką narodową w krajach RWPG*, materiały z międzynarodowego seminarium naukowego Stałej Komisji Statystycznej RWPG zorganizowanego przez GUS w Warszawie 20—23.10.1970 r., Warszawa, s. 109—123

1972

- Doskonalenie Systemu Państwowej Informacji Statystycznej w oparciu o rozwój informatyki* (1972), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—3
- Problemy unowocześniania bazy technicznej Systemu Państwowej Informacji Statystycznej* (1972), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 24—28
- System informacji statystycznej w świetle rozwoju informatyki* (1972), [w:] *Stan i perspektywy rozwoju statystyki w Polsce*, Warszawa, s. 155—165

1973

- Elektroniczne maszyny cyfrowe i ich oprogramowanie* (1973), wydanie 9, Zarząd Mechanizacji i Automatyzacji Opracowań Statystycznych, GUS, 145 s.

Maszyny liczące. Modernizacja i automatyzacja przetwarzania danych (1973), wydanie 3 zmienione i rozszerzone, PWE, Warszawa, 378 s.

Podstawowe cechy Systemu Państwowej Informacji Statystycznej (1973), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 25—28

1975

Wprowadzanie masowych danych do komputerów (1975), PWE, Warszawa, 328 s.

1977

Rozwój informatyki w latach osiemdziesiątych i jego wpływ na kształtowanie systemu informacji statystycznej (1977), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 1—4

Statystyka w nadchodzącym dziesięcioleciu (1977), „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 1—4

System informacji statystycznej dla władz terenowych jako integralna część składowa SPIS (1977), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 35—39

1979

Informatyczne aspekty rozwoju statystyki w 35-leciu Polski Ludowej (1979), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 1—5

Powiązania informacyjne SPIS z innymi systemami informatycznymi (1979), „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 30—34

1980

Niektóre problemy rozwoju informatyki w statystyce w latach osiemdziesiątych (1980), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 1—5

Rola i funkcje banków danych w Centralnych Systemach Informatycznych (1980), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 6—11

1981

Aktualne problemy doskonalenia statystyki (1981), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 1—5

Źródła informacji w systemach informatycznych (1981), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 31—36

Źródła informacji w systemach informatycznych (1981), [w:] *SPIS'80. Źródła danych w Centralnych Systemach Informatycznych*, GUS, s. 1—7

1982

- Komputery. Zasady działania i metody zastosowań* (1982), PWE, Warszawa, 370 s.
- System informacji statystycznej w warunkach reformy gospodarczej* (1982), [w:] *SPIS'82. Systemy informatyczne w warunkach reformy gospodarczej*, Warszawa
- System zbierania i przetwarzania danych w nowych warunkach* (1982), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 1—6

1984

- Spojrzenie na informatykę w statystyce z perspektywy 40-lecia Polski Ludowej* (1984), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 10—15
- Oleński J. (red.), Walczak T. i in. (1984), *System Państwowej Informacji Statystycznej '84 dla przedsiębiorstw i organów założycielskich*, Systemy informatyczne (materiały seminarium), Ośrodek Badawczo-Rozwojowy GUS, 659 s.
- Sadowski W., Walczak T. (1984), *System informacji statystycznej w warunkach reformy gospodarczej*, „Reforma gospodarcza”, PWE, Warszawa, 98 s.

1985

- Wprowadzanie masowych danych do komputerów* (1985), wydanie 2 poprawione i uzupełnione, PWE, Warszawa, 314 s.
- Współpraca statystyków krajów RWPG w dziedzinie informatyki* (1985), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 58

1986

- Problemy informatyki na 45 sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego* (1986), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 38—43
- Współdziałanie z systemem informacji statystycznej — zło konieczne czy szansa* (1986), [w:] *Systemy informacyjne w przedsiębiorstwie — SPIS'85*, Warszawa

1987

- Jakość danych w systemach informacyjnych* (1987), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 1—34
- Rola i funkcje służb statystycznych w ogólnokrajowych systemach informacyjnych* (1987), „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 1—4

1988

- Komputery, zasady działania i metody zastosowań* (1988), wydanie 2 PWE, Warszawa

Kształtowanie systemu informacji statystycznej na miarę najbliższych potrzeb i możliwości (1988), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 5—8
Mikrokomputery w systemach informacyjnych (1988), [w:] SPIS'88. *Systemy informacyjne w warunkach stosowania mikrokomputerów*, GUS

1989

Mikrokomputery w systemach informacyjnych (1989), „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 28—34
47 Światowy Kongres Statystyków. *Refleksje uczestnika* (1989), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—4

1991

Zharmonizowany rejestr jednostek gospodarczych krajów EWG jako narzędzie integracji systemów informacyjnych i ich efektywnej standaryzacji (1991), [w:] SPIS'91: *standaryzacja w systemach informacji społeczno-gospodarczej*, GUS

1992

Elementy metody reprezentacyjnej, Dalenius T. (wybór); *Statystyka małych obszarów*, wybrane materiały z sympozjum w Ottawie (1985), w tym: *Dane statystyczne dla małych obszarów: problemy strategii i wyzwania techniczne*, Gordon J. Brackstone (całość: przekład Tadeusz Walczak; red. nauk. Jarosław Podgórski) (1992), PTS, Rada Główna, Warszawa, 108 s. (tłumaczenia, PTS, Rada Główna, z. 3)
Założenia programu badań statystycznych na 1993 r. (1992), „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 1—3

1993

75 Years of Official Statistics in Poland (1993), „Statistics in Transition”, Vol. 1, No. 1, s. 13—38
Program badań statystycznych na 1994 r. (1993), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—5
Statystyka w warunkach transformacji ustrojowej kraju (1993), [w:] SPIS'93: *transformacje systemowe w statystyce* (materiały seminarium), Warszawa
Grzesiak M. (red.), Holtz S. (1993), *Ważniejsze problemy statystyki środowiska*, Walczak T. tłumaczenie z języka angielskiego, PTS, Warszawa, 133 s.

1994

Ewolucja zastosowań informatyki w statystyce (1994), [w:] *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce: ogólnopolska konferencja naukowa z okazji*

- 75-lecia Głównego Urzędu Statystycznego i 200-lecia statystyki polskiej, GUS, Warszawa, s. 276—302
- Funkcje informatyki w kształtowaniu nowoczesnej statystyki* (1994), [w:] *Wyzwania polskiej statystyki: ogólnopolska konferencja naukowa z okazji 75-lecia Głównego Urzędu Statystycznego i 200-lecia statystyki polskiej*, Warszawa, s. 62—78
- Program badań statystycznych na 1995 r.* (1994), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—6

1995

- International Project for the Development of Social Statistics for Countries in Transition. First Project Steering Committee meeting Romania, Sinaia, April 26—27, 1995* (1995), „Statistics in Transition”, Vol. 2, No. 2, s. 265—268
- O etyce zawodu statystyka* (1995), „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 3—6
- Od Redaktora Naczelnego* (1995), słowo wstępne do materiałów sejmowych związanych z uchwaleniem nowej ustawy o statystyce, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 1, 2
- Powszechny dostęp do informacji statystycznej a obowiązki ochrony danych osobowych* (1995), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 6—13
- Practical Implementation Issues of the Fundamental Principles in the Transition Countries* (1995), „Statistics in Transition”, Vol. 1, No. 3, s. 267—306
- Programowanie badań statystycznych i funkcje Rady Statystyki* (1995), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 14—19
- Rewolucja w informatyce a poziom statystyki*, [w:] *Obchody jubileuszowe 200-lecia statystyki polskiej i 75-lecia Głównego Urzędu Statystycznego* (1995), sesja naukowo-historyczna, Zamek Królewski w Warszawie 12 lipca 1993 r., Warszawa
- Wprowadzenie* (1995), [w:] *Podstawowe zasady statystyk oficjalnych oraz ich prawnych i etycznych aspektów w krajach w okresie przejściowym*, Warszawa, s. 6—38
- Oleński J., Walczak T. (1995), *Szanowni czytelnicy! Sejm Rzeczypospolitej...*, list do czytelników o uchwaleniu ustawy o statystyce publicznej, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 1

1996

- Ochrona danych w systemie informacyjnym statystyki publicznej* (1996), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 50, 126 s.
- Problemy statystyki i zastosowań informatyki na 50 Sesji MIS* (1996), „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 1—15
- Program badań statystycznych na 1996 r.* (1996), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 1—9

Program badań statystycznych na rok 1997 (1996), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—12

To warto przeczytać (1996), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 92—96; nr 2, s. 83—88; nr 3, s. 96—100; nr 4, s. 79—86; nr 5, s. 83—86; nr 6, s. 92—96; nr 7, s. 107—111; nr 8, s. 97—101; nr 9, s. 96—101; nr 10, s. 97—100; nr 11, s. 101—106; nr 12, s. 111—115

1997

Po pierwszym roku działalności Rady Statystyki, wywiad z przewodniczącym Rady drem Franciszkiem Kubiczkiem (1997), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 1—4

Podręcznik projektowania i realizacji badań statystycznych działalności gospodarczej (1997), tłumaczenie z języka angielskiego, Elly Koeijers Ad Willeboordse, GUS, 128 s.

Słownik terminów statystycznych angielsko-polski (1997), GUS, 247 s.

To warto przeczytać (1997), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 107—112; nr 2, s. 90—94; nr 3, s. 107—112; nr 4, s. 86—91; nr 5, s. 62—66; nr 6, s. 72—75; nr 7, s. 100—104; nr 8, s. 87—91; nr 9, s. 81—85; nr 10, s. 90—94; nr 11, s. 79—83; nr 12, s. 81—86

Z kraju... (1997), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 97—99

Ze świata, z kraju... (1997), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 60—62

1998

Program badań statystycznych na rok 1998 (1998), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 110

Przebudowa polskiej statystyki w latach dziewięćdziesiątych i jej dostosowanie do wymagań Unii Europejskiej (1998), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 19—28

To warto przeczytać (1998), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 84—87; nr 2, s. 84—88; nr 3, s. 89—95; nr 4, s. 85—89; nr 5, s. 86—89; nr 6, s. 97—101; nr 8, s. 113—117; nr 9, s. 128—132; nr 10, s. 125—130; nr 11, s. 131—136; nr 12, s. 113—117

Tradycje i przyszłość statystyki w Polsce (1998), rozmowa redaktora naczelnego „Wiadomości Statystycznych” T. Walczaka z prezesem GUS T. Toczyńskim i przewodniczącym Rady Statystyki F. Kubiczkiem, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 1—8

Tradition and Future of the Polish Statistic, Interview with the President of the Polish CSO T. Toczyński and President of the Council of Statistics F. Kubiczek by Tadeusz Walczak (1998), „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 4, s. 589—597

„Wiadomości Statystyczne” (*Statistical News*) — the major Journal of Official Statistics in Poland (1998), „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 4, s. 797—803

Wurm N., Pounder-Jastrzębska M., Holley V. (1998), *Kompendium obowiązków statystycznych*, Walczak T. tłumaczenie z języka angielskiego, Eurostat, Warszawa, 192 s.

Ze świata... (1998), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 130—133

Kordos J. (1998), *Słownik terminów statystycznych angielsko-polski* T. Walczaka, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 89—91

1999

Satellite Conference on Statistical Publishing, Warsaw, 23—24 August (1999), „Statistics in Transition”, Vol. 4, No. 3, s. 509—520

Statystyka wobec wyzwań społeczeństwa informacyjnego (1999), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 7—18

Tendencje w systemie udostępniania informacji statystycznych i promocji statystyki (1999), na podstawie materiałów seminarium warszawskiego towarzyszącego 52 sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 12—21

To warto przeczytać (1999), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 129—132; nr 2, s. 89—94; nr 3, s. 114—117; nr 4, s. 79—82; nr 5, s. 76—80; nr 6, s. 87—91; nr 7, s. 104—108; nr 8, s. 94—100; nr 9, s. 80—84; nr 10, s. 98—103; nr 11, s. 89—94; nr 12, s. 86—90

Z kraju... (1999), „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 117, 118; nr 7, s. 97; nr 9, s. 73, 74; nr 12, s. 82, 83

Z zagranicy... (1999), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 76—78

Ze świata... (1999), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 82, 83

Zasady projektowania i realizacji badań statystycznych (1999), „Statystyka w Praktyce”, nr 5, s. 150

Walczak T., Łagodziński W., Adamczewski W. (1999), *Financial Aspects of Statistical Publishing*, „Statistics in Transition”, Vol. 4, No. 3, s. 479—491

Walczak T., Łagodziński W., Adamczewski W. (1999), *Finansowe aspekty działalności publikacyjnej i wydawniczej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 13—23

2000

50-lecie Katedry Statystyki AE we Wrocławiu (2000), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 78

To warto przeczytać (2000), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 83—86; nr 2, s. 76—79; nr 3, s. 81—85; nr 4, s. 77—80; nr 5, s. 93—97; nr 6, s. 76—79;

nr 7, s. 77—83; nr 8, s. 73—77; nr 9, s. 71—74; nr 10, s. 92—96; nr 11, s. 79—82; nr 12, s. 80—84

Z kraju... (2000), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 83

Paradysz J. (redaktor naukowy) (2000), *Statystyka regionalna. Metody i źródła zasilania informacyjnego*, Wydawnictwo AE, Poznań, str. 387, Walczak T. (recenzja), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 67—73

2001

Spółeczeństwo informacyjne a zadania statystyki (2001), „Rector's Lectures”, No. 50, Wydawnictwo AE, Kraków, 24 s.

Spółeczeństwo informacyjne a zadania statystyki (2001), „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 1—19

To warto przeczytać (2001), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 80—84; nr 2, s. 90—93; nr 3, s. 86—90; nr 4, s. 94—98; nr 5, s. 106—110; nr 6, s. 100—104; nr 7, s. 92—97; nr 8, s. 95—99; nr 9, s. 95—99; nr 10, s. 99—102; nr 11, s. 122—128; nr 12, s. 89—93

Trudne drogi do pomiaru i poprawy jakości statystyki (refleksje po lekturze artykułu Richarda Platka i Carla-Erika Särndala oraz towarzyszącej mu dyskusji) (2001), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 1—7

Z kraju... (2001), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 80; nr 5, s. 104

2002

Konferencja z okazji 50-lecia pracy prof. dra hab. Zygmunta Zielińskiego (2002), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 97, 98

To warto przeczytać (2002), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 112—114; nr 2, s. 97—99; nr 3, s. 81—84; nr 4, s. 8—90; nr 5, s. 115—118; nr 6, s. 85—87; nr 7, s. 115—117; nr 8, s. 101—105; nr 9, s. 80—84; nr 10, s. 84—90; nr 11, s. 104—106; nr 12, s. 82—86

Z kraju... (2002), „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 92, 93

2003

Dissemination Policy of the NSI in a Knowledge-based Society (2003), „Statistics in Transition”, Vol. 6, No. 3, s. 463—473

International Conferences on Policy-Making in an Information Age, Szczecin, Poland, August 8—9, 2003 (2003), „Statistics in Transition”, Vol. 6, No. 2, s. 329—336

Podstawowe zadania służb statystycznych (Konferencja naukowa MIS w Szczecinie) (2003), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 90—98

To warto przeczytać (2003), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 79—83; nr 2, s. 79—82; nr 3, s. 95—100; nr 4, s. 89—94; nr 5, s. 100—106; nr 6, s. 84—88; nr 7/8, s. 142—144; nr 9, s. 81—85; nr 10, s. 97—101; nr 11, s. 99—101
Z kraju... (2003), „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 78—81
Kordos J., Walczak T., Witkowski J., Zgierska A. (2003), *54 sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 119

2004

Aktualne tendencje w rozwoju statystyki (2004), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 65—74
To warto przeczytać (2004), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 89—94; nr 2, s. 89—93; nr 3, s. 76—80; nr 4, s. 81—84; nr 5, s. 75—78; nr 6, s. 75—79; nr 8, s. 79—82; nr 9, s. 72—74; nr 10, s. 79—81; nr 11, s. 89—93; nr 12, s. 79—85

2005

To warto przeczytać (2005), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 85—90; nr 3, s. 72—75; nr 4, s. 90—93; nr 5, s. 81—83; nr 6, s. 84—86; nr 7, s. 94—96; nr 9, s. 86—89; nr 10, s. 111—115
Z kraju... (2005), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 89, 90
Walczak T., Witkowski J. (2005), *Aktualne problemy statystyki na forum organizacji międzynarodowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 88—102

2006

Jubileusz 90-lecia Profesora Kazimierza Zajęca (2006), „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 85, 86
Konferencja szefów urzędów statystycznych krajów członkowskich Unii Europejskiej (2006), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 81, 82
Pięćdziesięciolecie „Wiadomości Statystycznych” (2006), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7/8, s. 3—16
To warto przeczytać (2006), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 82—85; nr 2, s. 99—102; nr 3, s. 100—104; nr 4, s. 89—92; nr 5, s. 86—90; nr 6, s. 81—84; nr 9, s. 86—88; nr 10, s. 88—92; nr 11, s. 83—86; nr 12, s. 94, 95

2007

Efektywność funkcjonowania Europejskiego Systemu Statystycznego (2007), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 1—11
Program statystyczny Wspólnoty Europejskiej na lata 2008—2012 (2007), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 1—14

To warto przeczytać (2007), „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, s. 77—81; nr 8, s. 100—103; nr 9, s. 87—90; nr 10, s. 81—83; nr 12, s. 78—83
Usprawnienie funkcjonowania statystyki w krajach objętych działalnością Europejskiej Komisji Gospodarczej ONZ (2007), „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 1—12

2008

Informatyka jako czynnik rozwoju statystyki w okresie 90 lat działalności GUS (2008), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 1—25
Sesje Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w latach 1929 i 1975 w Warszawie (2008), „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 1—11
Some legal aspects of statistical confidentiality of micro-data collected by official statistics in Poland — an expert's view (2008), „Statistics in Transition”, Vol. 9, No. 1, s. 175—181
To warto przeczytać (2008), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 92—95; nr 2, s. 76—80; nr 4, s. 84—87

2009

Nowe przepisy prawne Unii Europejskiej w sprawie statystyki (2009), „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 28—39

2010

To warto przeczytać (2010), „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 82—84
Walczak T. (redaktor główny), *Ekonometria i statystyka w procesie modelowania* (2010), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, Warszawa, t. 64, 115 s.

2011

Dictionary of Statistical Terms: English-Polish and Polish-English (2011), Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa
Pierwszy światowy dzień statystyki (2011), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 1—10
Słownik terminów statystycznych: angielsko-polski, polsko-angielski (2011), Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa, 329 s.

2012

To warto przeczytać (2012), „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 84—90
Witkowski J., Walczak T., Berger J. (2012), *Statystyka publiczna — rozwój historyczny i aktualne wyzwania*, GUS, 53 s.

2013

To warto przeczytać (2013), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 98—102; nr 2, s. 109—111

Walczak T. (redakcja naukowa) (2013), *Główny Urząd Statystyczny: historia, stan obecny i aktualne wyzwania wobec statystyki publicznej*, GUS, 274 s.

2014

To warto przeczytać (2014), „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 83—85; nr 2, s. 81—87

*
* *

„Wiadomości Statystyczne” — organ Głównego Urzędu Statystycznego i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, redaktor naczelny — Tadeusz Walczak, Warszawa: R. 39: 1994, R. 40: 1995, R. 41: 1996, R. 42: 1997, R. 43: 1998, R. 44: 1999, R. 45: 2000, R. 46: 2001, R. 47: 2002, R. 48: 2003, R. 49: 2004, R. 50: 2005, R. 51: 2006, R. 52: 2007, R. 53: 2008, R. 54: 2009, R. 55: 2010, R. 56: 2011, R. 57: 2012, R. 58: 2013, R. 59: 2014.

Oprac. **Bożena Łazowska**

Z kwietniowej oferty wydawniczej GUS pragniemy skierować uwagę Państwa na opracowanie okazjonalne **„Obszary wiejskie. Narodowy Powszechny Spis Ludności i Mieszkań 2011”**, a także cykliczne **„Budżet czasu ludności w 2013 r.”**.

W wydanej jednorazowo publikacji **„Obszary wiejskie”** przedstawiono kolejne analizy wyników spisowych, obrazujące przemiany, jakie zaszły na obszarach wiejskich w ujęciu krajowym i regionalnym na tle informacji dotyczących infrastruktury społecznej, technicznej oraz środowiska naturalnego.

Całość opracowania składa się z części metodologicznej oraz analizy wybranych aspektów rozwoju obszarów wiejskich. W uwagach metodologicznych przybliżono Czytelnikom m.in. podstawowe zasady spisowe oraz definicje niezbędne do właściwej interpretacji wyników NSP 2011.

Główną część publikacji stanowi rozdział analityczny, w którym przedstawiono szczegółową analizę przemian na obszarach wiejskich w następujących grupach tematycznych: potencjał demograficzny, sytuacja ekonomiczna ludności, gospodarstwa domowe i rodziny oraz warunki mieszkaniowe. Dynamikę zmian przedstawiono w odniesieniu do sytuacji w miastach. Zamieszczony materiał statystyczny wzbogacono ilustracjami graficznymi w postaci map i wykresów. Ponadto w publikacji zamieszczono dane dotyczące wydatkowania środków z funduszy europejskich w perspektywie finansowej 2007—2013.

Publikacja została opracowana w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na stronie internetowej Urzędu. Jej integralną częścią jest płyta CD zawierająca tablice z danymi dla województw i podregionów, a zawarte w nich informacje dotyczą obszarów wiejskich, wyodrębnionych na podstawie podziału terytorialnego według TERYT-u, a także na podstawie typologii regionalnych opracowanych przez EUROSTAT i OECD.



W opracowaniu **„Budżet czasu ludności 2013”** podano wyniki kompleksowego badania prowadzonego od 1 stycznia do 31 grudnia 2013 r., dostarczającego informacji o organizacji czasu członków gospodarstw domowych. Stanowią one ważną podstawę do wnioskowania o jakości życia mieszkańców Polski, a porównanie wyników daje możliwość obserwacji zmian w gospodarowaniu czasem w okresie istotnych przemian społecznych i gospodarczych w Polsce na początku XXI w.

Publikację o charakterze analityczno-tabelarycznym przygotowali pracownicy Departamentu Badań Społecznych i Warunków Życia przy współpracy Centrum Informatyki Statystycznej GUS i ekspertów z SGH w Warszawie.

Część analityczna opracowania zawiera uwagi metodologiczne oraz wieloaspektową analizę wyników, obejmującą m.in.: charakterystykę zbiorowości, zróżnicowanie budżetu czasu w zależności od cech demograficznych, społecznych i ekonomicznych, a także porównanie wyników ostatniego badania budżetu czasu z wynikami badania zrealizowanego w latach 2003/2004. Po raz kolejny przeprowadzono również wycenę wartości czasu pracy własnej w gospodarstwach domowych (próby takiej wyceny były już podejmowane w latach 1976, 1984 i 2003/2004) oraz zaprezentowano wyniki szacunku produkcji gospodarstw domowych. Nowością jest zbadanie budżetu czasu dzieci w wieku 10—14 lat (poprzednie badanie dotyczyło osób w wieku 15 lat lub więcej).

W części tabelarycznej publikacji przedstawiono wyniki uwzględniające zmienne demograficzno-społeczne, takie jak: płeć, wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania, źródło utrzymania czy typ biologiczny gospodarstwa domowego.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest też na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu. Do wersji elektronicznej dołączono tablice w formacie MS Excel, ułatwiające dokonywanie głębszych analiz i porównań.

W kwietniu br. ukazały się również: **„Aktywność ekonomiczna ludności Polski IV kwartał 2014 r.”**, **„Badanie koniunktury gospodarczej — zeszyt metodologiczny”**, **„Bezrobocie rejestrowane. I—IV kwartał 2014 r.”**, **„Biuletyn Statystyczny nr 3/2015”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — luty 2015 r.”**, **„Ceny w gospodarce narodowej. Marzec 2015 r.”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w pierwszym kwartale 2015 r.”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 4/2014”**, **„Kształcenie dorosłych 2011 w podziale na województwa”**, **„Nakłady i wyniki przemysłu w 2014 r.”**, **„Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych III 2015 r.”**, **„Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2009—2014”** oraz **„Wiadomości Statystyczne Nr 4 — kwiecień 2015 r.”**.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2015 r.

W I kwartale br. obserwowano umocnienie dynamiki w większości obszarów gospodarki. Szybciej niż w poprzednich okresach rosła w skali roku produkcja sprzedana przemysłu. Większy był również wzrost produkcji budowlano-montażowej i sprzedaży detalicznej. Utrzymał się spadek cen producentów w przemyśle i budownictwie. Pogłębił się spadek cen towarów i usług konsumpcyjnych (wykr. 1).

Tempo wzrostu przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń nominalnych brutto w sektorze przedsiębiorstw w skali roku w okresie styczeń—marzec br. było szybsze niż odpowiednio w IV kwartale ub. roku. Szybszy był również wzrost siły nabywczej płac. Po przeprowadzonej w marcu br. waloryzacji, wzrost nominalnych emerytur i rent w systemie pracowniczym był podobny do obserwowanego w ostatnim kwartale ub. roku, a rolników indywidualnych — szybszy. Poprawiła się dynamika siły nabywczej świadczeń emerytalno-rentowych w obu systemach.

Obserwowano dalszą stopniową poprawę sytuacji na rynku pracy. Wzrost przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw w skali roku w I kwartale br. był szybszy niż w kolejnych kwartałach ub. roku. Mniej bezrobotnych niż przed rokiem zarejestrowało się w urzędach pracy, jednocześnie zmniejszyła się liczba osób skreślonych z ewidencji. Stopa bezrobocia rejestrowanego obniżyła się do 11,7% w końcu marca br. (wykr. 2).

Produkcja sprzedana przemysłu w I kwartale br. była o 5,3% wyższa niż w analogicznym okresie ub. roku (wykr. 3). Wzrost odnotowano w przetwórstwie przemysłowym oraz w dostawie wody; gospodarowaniu ściekami i odpadami oraz rekultywacji. W większości głównych grupowań przemysłowych (z wyjątkiem dóbr związanych z energią) obserwowano wzrost produkcji, największy w zakresie dóbr inwestycyjnych. Wydajność pracy w przemyśle zwiększyła się w stosunku do I kwartału ub. roku o 3,4%, przy wzroście zatrudnienia o 1,8%. W marcu br. produkcja sprzedana przemysłu wzrosła w skali roku o 8,8% (po wyeliminowaniu wpływu czynników o charakterze sezonowym o 6,0%). Produkcja budowlano-montażowa w I kwartale br. była o 3,5% wyższa niż w analogicznym okresie ub. roku (wykr. 4). Wzrost notowano w zakresie robót związanych z budową obiektów inżynierii lądowej i robót budowlanych specjalistycznych, a spadek — w jednostkach specjalizujących się w budowie budynków. W marcu br. produkcja budowlano-montażowa zwiększyła się w skali roku o 2,9% (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym zmniejszyła się o 0,5%). Sprzedaż detaliczna w I kwartale br. wzrosła w skali roku o 4,4%, a w marcu br. była o 6,6% wyższa niż w analogicznym miesiącu ub. roku.

W kwietniu br. ogólny klimat koniunktury w przetwórstwie przemysłowym oceniany jest lepiej niż we wcześniejszych jedenastu miesiącach. Wpływają na to m.in. korzystniejsze wskazania dotyczące bieżącego portfela zamówień i produkcji oraz mniej negatywne niż przed miesiącem oceny sytuacji finansowej badanych przedsiębiorstw. W budownictwie koniunktura jest wciąż oceniana negatywnie, ale najmniej pesymistycznie od ponad trzech lat. W porównaniu z marcem br. poprawiły się m.in. oceny diagnostyczne oraz przewidywania dotyczące portfela zamówień, produkcji budowlano-montażowej na rynku krajowym i sytuacji finansowej przedsiębiorstw. W handlu detalicznym w kwietniu br. utrzymały się optymistyczne opinie z marca br. Bieżąca ogólna sytuacja go-

spodarcza oceniana jest korzystnie, pozytywne są również przewidywania w tym zakresie. Korzystnie (wobec negatywnych ocen przed miesiącem) postrzegana jest bieżąca sprzedaż, a mniej niekorzystnie aktualna sytuacja finansowa — prognozy w tych obszarach są optymistyczne. W porównaniu z poprzednim miesiącem wyraźnie poprawiły się nastroje konsumenckie dotyczące zarówno sytuacji bieżącej, jak i przyszłej.

Na rynku rolnym w I kwartale br., w warunkach wyższej niż przed rokiem podaży, ceny większości produktów pochodzenia roślinnego w skupie i na targowiskach były znacznie niższe niż przed rokiem. Obniżyły się również ceny żywca rzeźnego (z wyjątkiem cen żywca wołowego w skupie), mleka oraz targowiskowe ceny prosiąt do dalszego chowu (wykr. 5). Opłacalność tuczu trzody chlewnej w marcu br. nadal była niska, ale nieco poprawiła się w skali roku. Szacuje się, że uprawy ozime przezimowały w dobrym stanie, na ogół bez strat. Dobrze przezimowały również wieloletnie uprawy roślin motylkowych oraz drzewa owocowe.

W okresie styczeń—luty br. w obrotach towarowych handlu zagranicznego (wyrażonych w złotych) notowano wzrost eksportu w skali roku, przy spadku importu. Wymiana zamknęła się dodatnim saldem, wobec ujemnego w poprzednich latach. Wyższe niż przed rokiem były obroty z krajami rozwijającymi się oraz eksport do krajów rozwiniętych (w tym do UE). Znacznie obniżyły się natomiast obroty z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Wskaźnik terms of trade w styczniu br. kształtował się mniej korzystnie niż przed rokiem (100,4 wobec 103,0).

Dochody budżetu państwa po trzech miesiącach br. wyniosły 67,8 mld zł, a wydatki — 84,5 mld zł (tj. odpowiednio 22,8% i 24,6% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2015 r.). Budżet zamknął się deficytem w wysokości 16,7 mld zł, co stanowiło 36,2% planu (wobec 36,8% odpowiednio przed rokiem).

oprac. **Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych**

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Piotr Sulewski</i> — Ocena zdolności tablic dwudzielczych do wykrywania związku między uporządkowanymi cechami typu jakościowego	1
---	---

BADANIA I ANALIZY

<i>Małgorzata Kalbarczyk-Stęclik, Anna Nicińska</i> — Wydarzenia z przeszłości a sytuacja ekonomiczna i zdrowotna osób powyżej 50. roku życia w Europie	17
---	----

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Agnieszka Majka</i> — Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia ludności w Polsce w ujęciu dynamicznym	27
--	----

<i>Katarzyna Filipowicz, Tomasz Tokarski</i> — Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów	42
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

<i>Jan Kordos</i> — Wspomnienie ze współpracy z Profesorem Tadeuszem Walczakiem	62
---	----

Bibliografia prac prof. dra hab. Tadeusza Walczaka (oprac. <i>Bożena Łazowska</i>)	70
---	----

Wydawnictwa GUS (kwiecień 2015 r.) (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	82
--	----

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I kwartale 2015 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	84
---	----

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Sulewski</i> — Ability evaluation of two-celled tables to detect the relationship between the ordered features of qualitative type	1
---	---

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Małgorzata Kalbarczyk-Stęclik, Anna Nicińska</i> — The events of the past and the economic situation and the health of 50+ people in Europe	17
--	----

REGIONAL STATISTICS

<i>Agnieszka Majka</i> — Spatial differentiation of the standard of living in Poland in terms of the dynamic	27
--	----

<i>Katarzyna Filipowicz, Tomasz Tokarski</i> — The influence of the gravitational effect on the spatial differentiation of economic development of poviats	42
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

<i>Jan Kordos</i> — Memory of collaboration with Professor Tadeusz Walczak	62
--	----

Work bibliography of Professor Tadeusz Walczak (by <i>Bożena Łazowska</i>)	70
---	----

Publications of the CSO of Poland in April 2015 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	82
---	----

Information on the socio-economic situation of Poland in the 1 st quarter 2015 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i>)	84
---	----

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Piotr Sulewski</i> — Évaluation de la capacité des tableaux à deux dimensions à détecter de la corrélation entre les caractères qualitatifs ordonnés	1
---	---

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Małgorzata Kalbarczyk-Stęclik, Anna Nicińska</i> — La situation économique et la santé des personnes de plus de 50 ans en Europe relative aux événements passés	17
--	----

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Agnieszka Majka</i> — Différenciation spatiale dynamique du niveau de vie de la population en Pologne	27
<i>Katarzyna Filipowicz, Tomasz Tokarski</i> — Impact de l'effet de la gravité sur la différenciation spatiale du développement économique des powiats	42

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

<i>Jan Kordos</i> — Mention dédiée à la coopération avec Monsieur le Professeur Tadeusz Walczak	62
Bibliographie des travaux de Monsieur le Professeur Tadeusz Walczak (par <i>Bożena Łazowska</i>)	70
Publications du GUS (avril 2015) (par <i>Justyna Gustyn</i>)	82
Information sur la situation socio-économique du pays — I trimestre 2015 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	84

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Пiotр Сулевски</i> — Оценка способности двухразделительных таблиц для обнаружения связи между упорядоченными характеристиками качественного типа	1
---	---

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Малгожата Кальбарчик-Стенцлик, Анна Нициньска</i> — События прошлого и экономическое положение и состояние здоровья лиц старше 50 лет в Европе	17
---	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Агнешка Майка</i> — Пространственная дифференциация уровня жизни населения в Польше в динамическом подходе	27
<i>Катажина Филипович, Томаш Токарски</i> — Влияние гравитационного эффекта на пространственную дифференциацию экономического развития повятов	42

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

<i>Ян Кордос</i> — Воспоминания о сотрудничестве с профессором Тадеушом Вальчаком	62
Библиография работ профессора Тадеуша Вальчака (разраб. <i>Божена Лазовска</i>)	70
Публикации ЦСУ (апрель 2015 г.) (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	82
Информация о социально-экономическом положении страны — 1-й квартал 2015 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	84

Do Autorów

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodologicznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także o rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycznym.
- Artykuły proponowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać oryginalne opisy zjawisk oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Dla zwiększenia właściwego odbioru nadsyłanych tekstów Autorzy powinni wyraźnie określić cel opracowania artykułu oraz jasno przedstawić wyniki, a w przypadku prezentacji przeprowadzonych badań — opisać zastosowaną metodę i osiągnięte wyniki. Przy prezentacji nowych metod analizy konieczne jest podanie przykładów ich zastosowania w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treść zgłaszanych do publikacji artykułów. W razie zastrzeżeń ze strony czytelników w sprawie tych treści Autorzy zostają zobligowani do merytorycznej 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 dwóm niezależnym, zewnętrznym recenzentom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach statystyki, którzy w swojej decyzji kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników. Recenzje są opracowywane na drukach zaakceptowanych przez Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Recenzenci są zobowiązani do poświadczenia (na karcie recenzji) braku konfliktu interesów z Autorem. Wybór recenzentów jest poufny.
- Lista recenzentów oceniających artykuły w danym roku jest publikowana w pierwszym numerze elektronicznej wersji czasopisma.
- Autorzy artykułów, którzy otrzymali pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w 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 szczegółowa dyskusja poświęcona omówieniu zgłoszonych przez Autorów artykułów, 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:
 - a) nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - b) 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 (wzór oświadczenia zamieszczono na stronie internetowej) dotyczące:

 - a) stwierdzenia, że zgłoszony artykuł jest własnym dziełem i nie narusza praw autorskich osób trzecich,
 - b) wykazania wkładu w powstanie artykułu przez poszczególnych współautorów,
 - c) poinformowania, że zgłoszony artykuł nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie.

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
- Artykuły opublikowane są dostępne w wersji elektronicznej na stronie internetowej czasopisma.
- Wersję pierwotną czasopisma stanowi wersja elektroniczna.

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

Informacje ogólne

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną (lub na płycie CD). Prosimy również o przesłanie jednego egzemplarza jednostronnego wydruku tekstu na adres:
a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl
 Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
 Główny Urząd Statystyczny
 al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w 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.
- 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 edytorskie wydawnictwa

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, pogrubiania czy też podwójnych linii itp., a także skrótów wyrazów w tekście zamieszczanym w „główce” i „boczkę”.
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 (bez podawania numerów stron). Literatura powinna obejmować wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.