

MAREK WALESIAK¹, MAREK OBRĘBALSKI²SPÓJNOŚĆ SPOŁECZNA WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO
W LATACH 2005–2015 – POMIAR I OCENA ZMIAN

1. WPROWADZENIE

Spójność społeczna jest wieloaspektowym zagadnieniem. W ślad za tym zróżnicowane są także możliwości jej jednoznacznej identyfikacji i pomiaru. Zwraca na to uwagę wielu autorów (m.in. Jenson, 2010; Ryszkiewicz, 2013). Wobec różnorodności definicyjnych spójności społecznej w niniejszym opracowaniu przyjęto zweryfikowane możliwościami informacyjnymi ujęcie stosowane przez Radę Europy. Przewodnik Rady Europy definiuje spójność społeczną jako „zdolność społeczeństwa do zapewnienia długoterminowego dobrobytu dla wszystkich jego członków, w tym zapewnienia równego dostępu do zasobów, poszanowania godności ludzkiej i różnorodności, osobistej i zbiorowej autonomii oraz odpowiedzialnej partycypacji” (*Concerted Development...*, 2005, s. 23). Definicja ta jest więc odzwierciedleniem czterech głównych aspektów dobrobytu: sprawiedliwego i równego dostępu do zasobów, indywidualnej i zbiorowej godności, autonomii jednostki i partycypacji w życiu społecznym. Zapewnienie dobrobytu wszystkim członkom społeczności terytorialnych (w tym lokalnych i regionalnych) można osiągnąć m.in. poprzez minimalizowanie, a wręcz unikanie różnic, podziałów i marginalizacji (*New Strategy...*, 2010, s. 2).

Kształtowanie spójności społecznej jest zatem terytorialnie określonym procesem dążenia do eliminacji nierówności, które ujawniają się w wyniku zróżnicowanej alokacji dóbr i usług oraz ograniczonego do nich dostępu. Spójność społeczna może być analizowana i oceniana w odniesieniu do mniej bądź bardziej złożonych układów terytorialnych, w tym m.in. regionów, powiatów, gmin, a nawet poszczególnych miast i miejscowości wiejskich.

Podejmowanie efektywnych przedsięwzięć zmierzających do redukcji bądź istotnego ograniczenia nierówności społecznych wymaga w pierwszym rzędzie właściwej diagnozy w ujęciu przyczynowo-skutkowym oraz ilościowym i jakościowym. Prowadzenie systematycznego monitoringu i oceny spójności społecznej wymaga

¹ Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii, Zarządzania i Turystyki, Katedra Ekonometrii i Informatyki, ul. Nowowiejska 3, 58-500 Jelenia Góra, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: marek.walesiak@ue.wroc.pl.

² Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii, Zarządzania i Turystyki, Katedra Gospodarki Regionalnej, ul. Nowowiejska 3, 58-500 Jelenia Góra, Polska.

odpowiedniego podejścia metodycznego oraz informacyjnego zasilania. Badanie poziomu spójności społecznej odnosi się do identyfikacji wielowymiarowych zmian ilościowych i jakościowych związanych m.in. z poprawą poziomu życia mieszkańców. Z kolei badanie stopnia zróżnicowania spójności społecznej określonej jednostki terytorialnej (np. regionu) ukierunkowane jest na ujawnienie zakresu i skali dysproporcji między poszczególnymi miejscowościami, gminami czy powiatami.

W literaturze dostępne są badania prezentujące zastosowania metod statystycznej analizy wielowymiarowej do badania spójności społecznej w przekroju jednostek terytorialnych różnej skali. W literaturze polskiej, np. w pracy Balcerzak (2015), przeprowadzono analizę spójności społecznej w krajach Unii Europejskiej z wykorzystaniem miary rozwoju Z. Hellwiga (Hellwig, 1968; 1972). W pracach Dickes, Valentova (2013), Dickes i inni (2010) zastosowano skalowanie wielowymiarowe, modele równań strukturalnych (SEM) oraz indeks agregatowy do pomiaru spójności społecznej w odpowiednio 47 oraz 33 krajach Europy. Autorzy pracy Rajulton i inni (2007) na podstawie wyników analizy czynnikowej oraz standaryzacji skonstruowali indeks agregatowy do pomiaru spójności społecznej dla 49 obszarów metropolitalnych Kanady (ang. *Census Metropolitan Areas*).

Celem opracowania jest pomiar i ocena zmian poziomu i stopnia zróżnicowania spójności społecznej województwa dolnośląskiego. Badanie w przekroju powiatów tegoż regionu dotyczy okresu 2005–2015 i uwzględnia trzy szczególnie istotne dla jakości życia społeczności lokalnych dziedziny: dochody i aktywność ekonomiczna ludności, warunki zamieszkiwania oraz dostępność usług i przestrzeni publicznej. Do pomiaru i oceny zmian poziomu spójności społecznej województwa dolnośląskiego w przekroju powiatów w latach 2005–2015 zastosowano odległość GDM1 (Walesiak, 2016) oraz miernik Theila (Theil, 1961; Walesiak, 1993).

2. METODYKA BADAWCZA

Do pomiaru i oceny zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania spójności społecznej powiatów województwa dolnośląskiego w latach 2005–2015 zastosowano miarę TOPSIS z odległością GDM1 oraz miernik Theila.

Typowa procedura postępowania w porządkowaniu liniowym bazującym na wzorcu (górnym biegun) lub antywzorcu (dolny biegun) dla danych metrycznych obejmuje następujące kroki (zob. np. Walesiak, 2016):

$$P \rightarrow A \rightarrow X \rightarrow SDN \rightarrow T_w \rightarrow d_i \rightarrow R, \quad (1)$$

gdzie:

P – wybór zjawiska złożonego (nadrzędne kryterium porządkowania elementów zbioru A , które nie podlega pomiarowi bezpośrednio),

A – wybór obiektów,

- X – dobór zmiennych. Zgromadzenie danych i konstrukcja macierzy danych w przestrzeni m -wymiarowej $[x_{ij}]_{n \times m}$ (x_{ij} – obserwacja j -tej zmiennej dla i -tego obiektu, $i = 1, \dots, n$ – numer obiektu, $j = 1, \dots, m$ – numer zmiennej),
- SDN – identyfikacja zmiennych preferencyjnych (stymulanty, destymulanty, nominanty). Zmienna M_j jest stymulantą (Hellwig, 1981, s. 48), gdy dla każdych dwóch jej obserwacji x_{ij}^S, x_{kj}^S odnoszących się do obiektów A_i, A_k jest $x_{ij}^S > x_{kj}^S \Rightarrow A_i \succ A_k$ (\succ oznacza dominację obiektu A_i nad obiektem A_k). Zmienna M_j jest destymulantą (Hellwig, 1981, s. 48), gdy dla każdych dwóch jej obserwacji x_{ij}^D, x_{kj}^D odnoszących się do obiektów A_i, A_k jest $x_{ij}^D > x_{kj}^D \Rightarrow A_i \prec A_k$ (\prec oznacza dominację obiektu A_k nad obiektem A_i). Zmienna M_j jest nominantą jednomodalną (Borys, 1984, s. 118), gdy dla każdych dwóch jej obserwacji x_{ij}^N, x_{kj}^N odnoszących się do obiektów A_i, A_k (nom_j oznacza nominalny poziom j -tej zmiennej): jeżeli $x_{ij}^N, x_{kj}^N \leq nom_j$, to $x_{ij}^N > x_{kj}^N \Rightarrow A_i \succ A_k$; jeżeli $x_{ij}^N, x_{kj}^N > nom_j$, to $x_{ij}^N > x_{kj}^N \Rightarrow A_i \prec A_k$.
- T_w – transformacja nominant w stymulanty (w przypadku zastosowania miar odległości od antywzorca rozwoju). Metody transformacji nominant na stymulanty przedstawiono m.in. w pracy (Walesiak, 2016, s. 19),
- d_i – obliczenie dla i -tego obiektu wartości miary agregatowej – zastosowanie miar odległości od wzorca lub antywzorca z udziałem wag,
- R – uporządkowanie obiektów według wartości d_i .

Jako miarę agregatową d_i zastosowano TOPSIS (Hwang, Yoon, 1981) z odległością GDM1 (Walesiak, 2014):

$$d_i = 1 - \frac{GDM1_i^+}{GDM1_i^- + GDM1_i^+}, \quad (2)$$

gdzie: $GDM1_i^-$ i $GDM1_i^+$ – odległość GDM1 obiektu i -tego odpowiednio od obiektu antywzorca i wzorca,

$$GDM1_i = \frac{1}{2} - \frac{\sum_{j=1}^m \alpha_j (z_{ij} - z_{wj})(z_{wj} - z_{ij}) + \sum_{j=1}^m \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i, w}}^n \alpha_j (z_{ij} - z_{lj})(z_{wj} - z_{lj})}{2 \left[\sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n \alpha_j (z_{ij} - z_{lj})^2 \cdot \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n \alpha_j (z_{wj} - z_{lj})^2 \right]^{\frac{1}{2}}}, \quad (3)$$

$i, l = 1, \dots, n$ – numer obiektu, w – numer obiektu wzorca lub antywzorca, $j = 1, \dots, m$ – numer zmiennej, z_{wj} – j -ta współrzędna obiektu wzorca ($GDM1_i^+$) lub antywzorca ($GDM1_i^-$), α_j – waga j -tej zmiennej ($\alpha_j \in [0; 1]$ i $\sum_{j=1}^m \alpha_j = 1$).

Wartości miary agregatowej d_i należą do przedziału $[0; 1]$. Im wyższa jest wartość d_i , tym wyższy jest poziom spójności społecznej badanych obiektów.

Z uwagi na to, że porównywane będą wartości miary agregatowej z dwóch okresów t oraz q ($t > q$) w procedurze porządkowania liniowego należy:

- a) zamienić nominanty na stymulanty,
- b) ustalić wspólny wzorzec i antywzorzec rozwoju na podstawie macierzy $[x_{ij}]$ obejmującej dane z okresów t (macierz danych $[x'_{ij}]$) i q (macierz danych $[x''_{ij}]$),
- c) przeprowadzić normalizację wartości zmiennych dla wspólnej macierzy danych z okresów t i q , tj. dla macierzy $[x_{ij}]$.

Dla wartości porównywanych miar agregatowych z lat 2005 (d_{iq}) i 2015 (d_{it}) obliczono miernik Theila, który mierzy nie tylko rząd odchyłeń od wartości porównywanych miar agregatowych d_{it} i d_{iq} , ale również rząd odchyłeń będący rezultatem (Walesiak, 1993; 2016, s. 89–90):

- 1) różnicy między średnimi wartościami miar agregatowych d_{it} i d_{iq} ,
- 2) różnicy w dyspersji wartości miar agregatowych d_{it} i d_{iq} ,
- 3) niezgodności kierunku zmian wartości miar agregatowych d_{it} i d_{iq} .

Miernik Theila przybiera następującą postać:

$$W_{iq}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{it} - d_{iq})^2. \quad (4)$$

Miernik W_{iq}^2 przybiera wartość 0 wtedy, gdy nie ma żadnych różnic w wartościach miar agregatowych d_{it} i d_{iq} . Pierwiastek kwadratowy z wyrażenia (4) informuje, jaki jest przeciętny rząd odchyłeń wartości porównywanych miar agregatowych d_{it} i d_{iq} .

Wielkość wyrażoną wzorem (4) można rozłożyć na sumę trzech składników:

$$W_{iq}^2 = W_1^2 + W_2^2 + W_3^2, \quad (5)$$

pozwalających określić bliżej „rząd” i „charakter” różnic w wartościach miar agregatowych d_{it} i d_{iq} .

Mierniki cząstkowe W_1^2 , W_2^2 i W_3^2 (niosące informacje, o których mowa w punktach 1), 2) i 3) określają wzory:

$$W_1^2 = (\bar{d}_{\bullet,t} - \bar{d}_{\bullet,q})^2, \quad (6)$$

$$W_2^2 = (S_t - S_q)^2, \quad (7)$$

$$W_3^2 = 2S_t S_q (1 - r), \quad (8)$$

gdzie: $\bar{d}_{\bullet,t}$, S_t ($\bar{d}_{\bullet,q}$, S_q) to odpowiednio średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe wartości t -tej (q -tej) miary agregatowej d_{it} i d_{iq} ;

r – współczynnik korelacji liniowej Pearsona między $\underline{d}_{\bullet,t} = (d_{1t}, \dots, d_{nt})$ i $\underline{d}_{\bullet,q} = (d_{1q}, \dots, d_{nq})$.

Dekompozycja wzoru (5) na trzy składniki została zaczerpnięta ze wzoru Theila na miernik rzędu dokładności prognozy typu *ex post* (Theil, 1961)³.

³ W literaturze polskiej zob. np. prace: Pawłowski (1973, s. 119), Zeliaś (1984, s. 184).

3. WYNIKI BADANIA EMPIRYCZNEGO

Według Bernarda (zob. np. Dickes, Valentova, 2013, s. 829) spójność społeczna rozważana jest w trzech sferach: ekonomicznej, politycznej oraz społeczno-kulturowej. W przeprowadzonym badaniu nie uwzględniono sfery politycznej.

W badaniu empirycznym wykorzystane zostaną dane statystyczne dotyczące oceny spójności społecznej regionu dolnośląskiego w przekroju powiatów obejmujące następujące dziedziny: dochody i aktywność ekonomiczna ludności (dochody i siła nabywcza; zabezpieczenie społeczne; zatrudnienie i aktywność ekonomiczna); warunki zamieszkiwania ludności (standard powierzchniowy i techniczno-sanitarny mieszkań itd.); dostępność usług i przestrzeni publicznej (zdrowie, edukacja, rekreacja; kultura, informacja, bezpieczeństwo; jakość i dostępność dróg publicznych, zieleni, środowisko itd.).

Ocenę spójności społecznej regionu dolnośląskiego w przekroju powiatów Dolnego Śląska przeprowadzono z wykorzystaniem 28 zmiennych metrycznych (mierzonych na skali ilorazowej):

I. DOCHODY I AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA LUDNOŚCI

- x1 – Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (w zł) – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x2 – Osoby w gospodarstwach domowych (poniżej kryterium dochodowego) korzystające z pomocy społecznej na 1000 ludności – destymulanta, dane z roku 2009 i 2015.
- x3 – Wskaźnik obciążenia demograficznego (ludność w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym) – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x4 – Udział kobiet wśród pracujących w % – nominanta (o wartości nominalnej 50%), dane z roku 2005 i 2014.
- x5 – Stopa bezrobocia ogółem w % – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x6 – Udział młodzieży (w wieku do 25 lat) wśród zarejestrowanych bezrobotnych w % – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x7 – Udział długotrwale bezrobotnych (tj. powyżej 12 miesięcy) wśród zarejestrowanych bezrobotnych w % – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x8 – Oferty pracy na 1000 zarejestrowanych bezrobotnych – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.

II. WARUNKI ZAMIESZKIWANIA LUDNOŚCI

- x9 – Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania na mieszkańca w m² – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x10 – Przeciętna liczba osób na izbę – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.

- x11 – Odsetek ogółu mieszkań wyposażonych w instalację wodociągową – stymulanta, dane z roku 2005 i 2014.
- x12 – Odsetek ogółu mieszkań wyposażonych w łazienkę – stymulanta, dane z roku 2005 i 2014.
- x13 – Odsetek ogółu mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie – stymulanta, dane z roku 2005 i 2014.

III. DOSTĘPNOŚĆ USŁUG I PRZESTRZENI PUBLICZNEJ

- x14 – Lekarze i dentyści na 10 tys. ludności – stymulanta, dane z roku 2006 i 2014.
- x15 – Przychodnie zdrowia na 10 tys. ludności – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x16 – Ludność na ogólnodostępną aptekę – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x17 – Miejsca w placówkach stacjonarnej pomocy społecznej na 10 tys. ludności – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x18 – Dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3–5 lat – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x19 – Uczniowie w szkołach podstawowych dla dzieci i młodzieży na oddział (klasę) – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x20 – Uczniowie w gimnazjach dla dzieci i młodzieży na oddział (klasę) – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x21 – Uczniowie uczący się obowiązkowo języka angielskiego w szkołach podstawowych i gimnazjalnych dla dzieci i młodzieży (w % ogółu uczniów) – stymulanta, dane z roku 2008 i 2015.
- x22 – Uczniowie w liceach ogólnokształcących dla młodzieży na oddział (klasę) – destymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x23 – Ćwiczący w klubach sportowych na 1000 ludności – stymulanta, dane z roku 2006 i 2014.
- x24 – Księgozbiór bibliotek publicznych na 1000 ludności (w wol.) – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x25 – Uczestnicy imprez kulturalnych (organizowanych przez centra, domy, ośrodki kultury, kluby i świetlice) na 1000 ludności – stymulanta, dane z roku 2007 i 2015.
- x26 – Powierzchnia zieleni publicznej (parki, zieleńce i tereny zieleni osiedlowej) na 10 tys. ludności (w ha) – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.
- x27 – Długość dróg gminnych i powiatowych o nawierzchni twardej ulepszonej na 10 tys. ludności (w km) – stymulanta, dane z roku 2005 i 2014.
- x28 – Korzystający z oczyszczalni ścieków (w % ogółu ludności) – stymulanta, dane z roku 2005 i 2015.

Dane statystyczne dla większości zmiennych pochodzą z lat 2005 i 2015 z Banku Danych Lokalnych (BDL) Głównego Urzędu Statystycznego. Z uwagi na brak danych statystycznych dla 10 zmiennych wprowadzono dostępne dane z najbliższych lat.

Wałbrzych w latach 2002–2012 nie miał statusu miasta na prawach powiatu będąc jedną z gmin miejskich powiatu wałbrzyskiego. Z uwagi na niemożność dezagregacji danych z roku 2005 dla zmiennych x_1 , x_5 , x_{14} i x_{28} dla Wałbrzycha i powiatu wałbrzyskiego przyjęto identyczne wartości.

Zgodnie z metodyką badawczą z punktu 2 dla macierzy danych $[x_{ij}]$ obejmującej macierze danych z okresów t (macierz danych $[x_{ij}^t]$) i q (macierz danych $[x_{ij}^q]$):

- a) zamieniono nominantę x_4 na stymulantę zgodnie z formułą różnicową (Walesiak, 2016, s. 19):

$$x_{ij} = -|x_{ij}^N - nom_j|, \quad (9)$$

gdzie: x_{ij}^N – wartość j -tej nominanty zaobserwowana w i -tym obiekcie,
 nom_j – nominalny poziom j -tej zmiennej,

- b) ustalono wspólny wzorzec i antywzorzec rozwoju na podstawie macierzy obejmującej dane z okresów t i q , tj. macierzy $[x_{ij}]$,
 c) przeprowadzono normalizację wartości zmiennych dla wspólnej macierzy danych z okresów t i q (macierz $[x_{ij}]$) wykorzystując standaryzację: $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}$,
 d) w badaniu przyjęto wagi jednakowe dla kryteriów podrzędnych (dziedzin), ale zróżnicowane dla zmiennych ujętych w tabeli 1.

Tabela 1.

Wagi dla kryteriów podrzędnych (dziedzin) opisujących poziom spójności społecznej województwa dolnośląskiego

Wyszczególnienie	Kryterium podrzędne		
	Dochody i aktywność ekonomiczna ludności	Warunki zamieszkiwania ludności	Dostępność usług i przestrzeni publicznej
Wagi dla dziedzin	1/3	1/3	1/3
Liczba zmiennych	8	5	15
Waga dla 1 zmiennej w ramach danej dziedziny	1/24	1/15	1/45

Źródło: opracowanie własne.

Uporządkowanie powiatów województwa dolnośląskiego według wartości miary d_i (poziom spójności społecznej) dla roku 2005 i 2015 prezentuje tabela 2. W obliczeniach zastosowano pakiet clusterSim (Walesiak, Dudek, 2016) programu R (R Development Core Team, 2016).

Tabela 2.

Uporządkowanie powiatów województwa dolnośląskiego według poziomu spójności społecznej (wartości miary d_i) dla roku 2005 i 2015

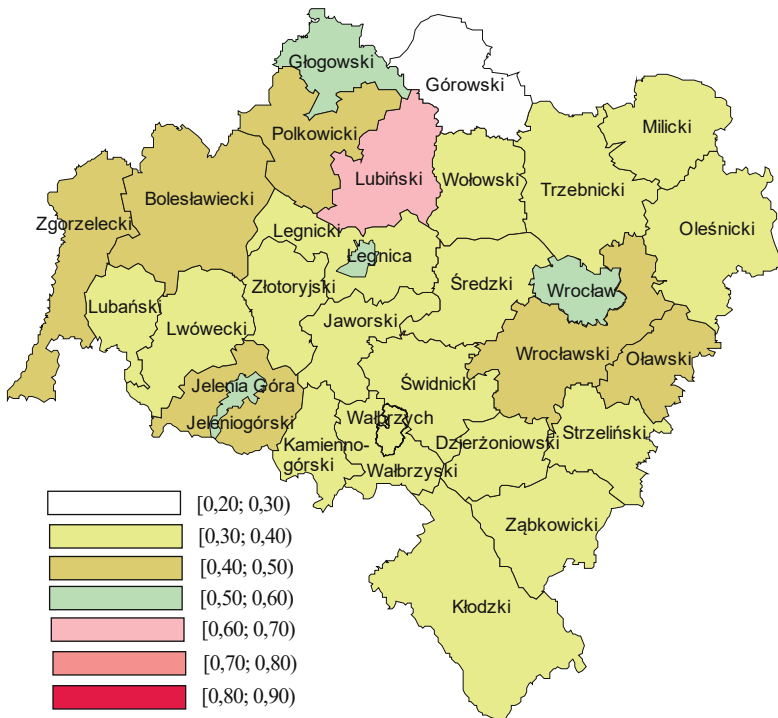
Powiat	2015		2005		$\Delta d_i = d_{it} - d_{iq}$	Przyrost rangi
	d_{it}	Ranga	d_{iq}	Ranga		
wrocławski	0,8427	1	0,4932	6	0,3495	5
Wrocław	0,8240	2	0,5948	2	0,2292	0
lubiński	0,7468	3	0,6035	1	0,1434	-2
wołowski	0,7424	4	0,3766	14	0,3659	10
średzki	0,7423	5	0,3504	21	0,3919	16
oławski	0,7418	6	0,4366	9	0,3052	3
zgorzelecki	0,7256	7	0,4324	10	0,2933	3
trzebnicki	0,7191	8	0,3898	12	0,3293	4
bolesławiecki	0,7177	9	0,4446	8	0,2731	-1
Jelenia Góra	0,7173	10	0,5699	3	0,1474	-7
jeleniogórski	0,7158	11	0,4538	7	0,2621	-4
Legnica	0,6816	12	0,5128	5	0,1688	-7
gólgowski	0,6763	13	0,5452	4	0,1312	-9
oleśnicki	0,6763	14	0,3856	13	0,2907	-1
legnicki	0,6689	15	0,3728	15	0,2961	0
ząbkowicki	0,6583	16	0,3382	24	0,3201	8
świdnicki	0,6570	17	0,3700	18	0,2870	1
dzierżoniowski	0,6519	18	0,3600	20	0,2918	2
jaworski	0,6503	19	0,3609	19	0,2894	0
kłodzki	0,6482	20	0,3707	16	0,2776	-4
połkowicki	0,6261	21	0,4252	11	0,2009	-10
strzeliński	0,6247	22	0,3184	27	0,3063	5
milicki	0,6173	23	0,3469	23	0,2704	0
złotoryjski	0,6163	24	0,3701	17	0,2462	-7
lubański	0,5830	25	0,3285	25	0,2545	0
lwówecki	0,5765	26	0,3489	22	0,2276	-4
wałbrzyski	0,5560	27	0,3017	28	0,2543	1
Wałbrzych	0,5402	28	0,3276	26	0,2126	-2
kamiennogórski	0,5369	29	0,3006	29	0,2363	0
górowski	0,4930	30	0,2801	30	0,2130	0

Tabela 2. (cd.)

Parametr	Wartość w 2015	x	Wartość w 2005	x	Przyrost	x
Średnia	0,6658	x	0,4037	x	0,2622	x
Odchylenie standardowe	0,0803	x	0,0872	x	-0,0070	x
Mediana	0,6636	x	0,3717	x	0,2919	x
Medianowe odchylenie bezwzględne	0,0799	x	0,0722	x	0,0077	x

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem pakietu clusterSim programu R.

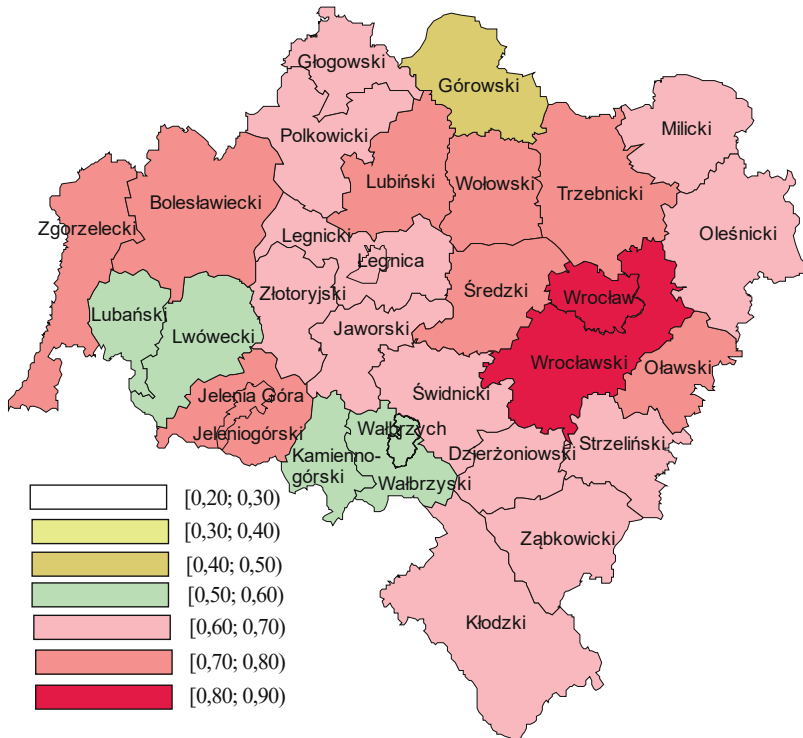
W 2005 roku najwyższa wartość miary d_i dotyczyła powiatu lubińskiego (0,6035), miasta Wrocław (0,5948) oraz miasta Jelenia Góra (0,5699). Najniższa natomiast wartość tejże miary dotyczyła powiatów: górowskiego (0,2801), kamiennogórskiego (0,3006) oraz wałbrzyskiego (0,3017). Ilustracją tego zagadnienia w 2005 roku jest rysunek 1.



Rysunek 1. Klasy powiatów województwa dolnośląskiego ze względu na poziom spójności społecznej w roku 2005 (wartości miary d_{iq})

Źródło: opracowanie własne.

W 2015 roku najwyższa wartość miary d_i dotyczyła powiatu wrocławskiego (0,8427), miasta Wrocław (0,8240) oraz powiatu lubińskiego (0,7468). Zdecydowanie najniższa natomiast była wartość tejże miary w odniesieniu do powiatu górowskiego (0,4930), powiatu kamiennogórskiego (0,5369) oraz miasta Wałbrzych (0,5402). Zagadnienie to obrazuje rysunek 2.



Rysunek 2. Klasy powiatów województwa dolnośląskiego ze względu na poziom spójności społecznej w roku 2015 (wartości miary d_{it})

Źródło: opracowanie własne.

W wyniku zastosowania skryptu programu R otrzymano wyniki dekompozycji miernika Theila ujęte w tabeli 3 (q oznacza rok 2005, a t rok 2015).

Tabela 3.

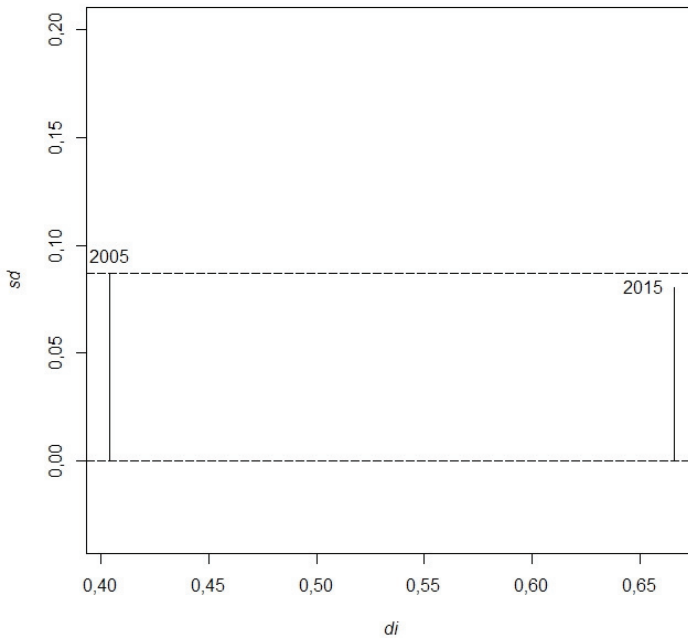
Wyniki dekompozycji miernika Theila

Wyszczególnienie	$q = 2005$	$t = 2015$
Średnie z wartości miary agregatowej	0,4036519	0,6658211
Odchylenia standardowe z wartości miary agregatowej	0,0872235	0,0802545
Współczynnik korelacji Pearsona między wartości miary agregatowej	0,7234676	
Wartość miernika W Theila	0,2695417	
Wartość miernika W^2 Theila	0,07265272 (100,00%)	
Wartość miernika cząstkowego W_1^2 Theila	0,06873266 (94,60%)	
Wartość miernika cząstkowego W_2^2 Theila	0,00004857 (0,07%)	
Wartość miernika cząstkowego W_3^2 Theila	0,00387150 (5,33%)	

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Przeciętny rząd odchyłeń wartości porównywanych miar agregatowych d_i z lat 2005 i 2015 (miernik W Theila) wyniósł 0,2695. Było to wynikiem głównie wzrostu średniej wartości miary agregatowej d_i (miernik cząstkowy $W_1^2 = 0,06873$), a więc znacznego podwyższenia poziomu spójności społecznej (wzrost średniej wartości miary agregatowej o 0,2622). Nastąpił niewielki spadek w zróżnicowaniu wartości miary agregatowej d_i świadczący o zmniejszeniu stopnia dysproporcji między powiatami ze względu na spójność społeczną ($W_2^2 = 0,0000486$ dla $S_t = 0,0803$ i $S_q = 0,0872$)⁴. Rysunek 3 pokazuje relacje między poziomem a stopniem dysproporcji spójności społecznej dla powiatów Dolnego Śląska w latach 2005–2015. Zanotowano dość dużą zgodność kierunku zmian wartości miary agregatowej d_i z porównywanych okresów (miernik cząstkowy $W_3^2 = 0,00387$ dla $r = 0,7235$).

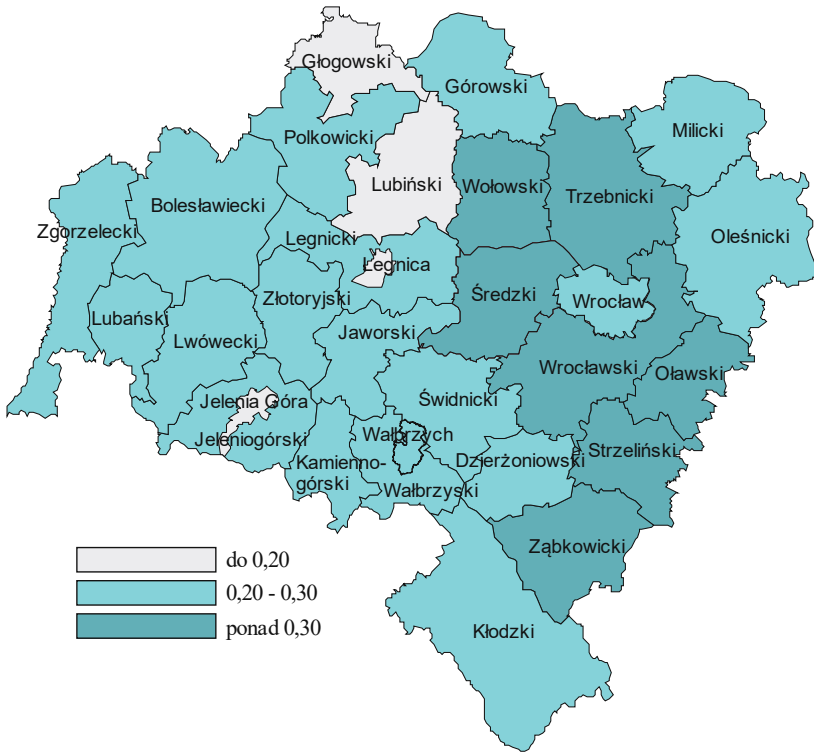
⁴ Wskazania na podstawie medianowego odchylenia bezwzględnego są odmienne (zob. tabela 2).



Rysunek 3. Poziom (d_i) a stopień dysproporcji (sd) spójności społecznej dla powiatów Dolnego Śląska w latach 2005–2015

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu R.

Wartości miary d_i dla poszczególnych powiatów województwa dolnośląskiego w badanym okresie uległy zróżnicowanym zmianom. Relatywnie największy zakres zmian w analizowanych dziedzinach społecznej spójności, czyli w zakresie dochodów i aktywności ekonomicznej ludności, warunków mieszkaniowych oraz dostępności usług i przestrzeni publicznej dotyczy powiatów położonych w bliskim sąsiedztwie Wrocławia, a zwłaszcza średzkiego, wołowskiego i wrocławskiego, a najmniejszy powiatów: głogowskiego i lubińskiego oraz miast na prawach powiatów: Jeleniej Góry i Legnicy. Zakres tychże zmian prezentuje rysunek 4.



Rysunek 4. Klasy powiatów województwa dolnośląskiego ze względu na przyrost w poziomie spójności społecznej w latach 2005–2015 ($\Delta d_i = d_{it} - d_{iq}$)

Źródło: opracowanie własne.

W 2015 roku w porównaniu do 2005 roku (tabela 2) największy zakres zmian w rankingu in plus miały powiaty: średzki (z pozycji 21. na 5.), wołowski (z 14. na 4.) oraz ząbkowski (z 24. na 16.), z kolei in minus powiaty polkowicki (z pozycji 11. na 21.), głogowski (z 4. na 13.)

Należy przy tym wskazać, iż na zróżnicowany zakres zmian spójności społecznej regionu dolnośląskiego w przekroju powiatów oddziaływały m.in. zmiany liczebności ich zaludnienia, co w latach 2005–2015 przedstawia tabela 4.

Tabela 4.

Ludność powiatów województwa dolnośląskiego w latach 2005–2015

Powiat	2005	2015	Zmiany w latach 2005–2015 (+) (–)	Wskaźnik zmian (2005 = 100)
PODREGION JELENIOGÓRSKI				
bolesławiecki	88 341	90 199	+1 858	102,10
jaworski	52 210	51 451	-759	98,55
jeleniogórski	63 850	64 599	+749	101,17
kamiennogórski	46 633	44 402	-2 231	95,22
lubański	57 188	55 533	-1 655	97,11
lwówecki	48 305	46 677	-1 628	96,63
zgorzelecki	94 765	91 824	-2 941	96,90
złotoryjski	45 885	44 598	-1 287	97,20
Jelenia Góra	87 017	81 010	-6 007	93,10
PODREGION LEGNICKO-GŁOGOWSKI				
głogowski	87 669	90 205	+2 536	102,89
górowski	36 607	35 940	-667	98,18
legnicki	53 007	55 051	+2 044	103,86
lubiński	105 781	106 319	+538	100,51
polkowicki	61 144	63 057	+1 913	103,13
Legnica	105 750	100 886	-4 864	95,40
PODREGION WAŁBRZYSKI				
dzierżoniowski	105 210	103 349	-1 861	98,23
kłodzki	167 058	162 465	-4 593	97,25
świdnicki	160 675	159 633	-1 042	99,35
wałbrzyski	58 934	57 023	-1 911	96,76
ząbkowicki	69 521	66 971	-2 550	96,33
Wałbrzych	126 465	115 453	-11 012	91,29
PODREGION WROCŁAWSKI				
milicki	36 915	37 213	+298	100,81
oleśnicki	103 335	106 486	+3 151	103,05
oławski	71 103	76 064	+4 961	106,98

Tabela 4. (cd.)

Powiat	2005	2015	Zmiany w latach 2005–2015 (+) (–)	Wskaźnik zmian (2005 = 100)
strzeliński	44 240	44 165	-75	99,83
średzki	49 115	52 837	+3 722	107,58
trzebnicki	77 172	83 699	+6 527	108,46
wołowski	47 539	47 194	-345	99,27
wrocławski	100 866	134 145	+33 279	132,99
PODREGION – MIASTO WROCŁAW				
Wrocław	635 932	635 759	-173	99,97

Źródło: opracowanie własne.

W badanym okresie widoczne były istotne zmiany liczby ludności w poszczególnych powiatach regionu dolnośląskiego. Największy przyrost w tym zakresie w latach 2005–2015 dotyczył powiatu wrocławskiego, którego populacja zwiększyła się o niemal 33%. Ponadto relatywnie duży wzrost liczby ludności odnotowano w powiatach trzebnickim (o prawie 8,5%), średzkim (o 7,6%) i oławskim (o 7%). To niewątpliwie efekt postępujących procesów suburbanizacji związanych z wieloaspektowym oddziaływaniem Wrocławia. To oddziaływanie widoczne jest także odnośnie relatywnie wysokiego zakresu zmian poziomu spójności społecznej, co ilustruje rysunek 4. Z drugiej natomiast strony należy dostrzec powiaty o relatywnie znacznej depopulacji. Do grupy tej należą w szczególności miasta: Wałbrzych (spadek zaludnienia o 8,7%), Jelenia Góra (o 6,9%) i Legnica (o 4,6%) oraz powiat kamiennogórski (o prawie 4,8%). Ogólnie ujmując, depopulacją objęte są podregiony wałbrzyski i jeleniogórski.

4. WYZWANIA WOBEC POLITYKI SPÓJNOŚCI SPOŁECZNEJ WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO DO ROKU 2020

Region dolnośląski obejmuje obszar względnie spójny funkcjonalnie zarówno w aspektach geograficznych i historycznych. Charakteryzuje się jednak wieloma dysproporcjami rozwojowymi, w tym m.in. w warunkach życia lokalnych społeczności, co staje się ewidentną przesłanką prowadzenia efektywnej polityki spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej w pełni wpisanej w politykę rozwoju kraju i Unii Europejskiej oraz ściśle powiązanej ze strategicznymi priorytetami wyznaczonymi przez Unię Europejską oraz Polskę. Polityka spójności w każdym terytorialnym wymiarze (także regionalnym) ma na celu wspieranie działań prowadzących do wyrównania warunków ekonomicznych i społecznych we wszystkich jednostkach terytorialnych.

Polityka spójności Unii Europejskiej w latach 2007–2013 ukierunkowana była na realizację trzech najważniejszych celów, a mianowicie: konwergencji, podniesienia konkurencyjności regionów i zatrudnienia oraz europejskiej współpracy terytorialnej. Polityka spójności nabrała szczególnego znaczenia w kontekście dążenia Unii Europejskiej do realizacji celów przyjętej w dniu 17 czerwca 2010 r. przez Radę Europejską Strategii Europa 2020 będącej wieloletnim ukierunkowaniem krajów i regionów na inteligentny i zrównoważony rozwój sprzyjający włączeniu społecznemu. Stąd w latach 2014–2020 unijna polityka spójności koncentruje się na realizacji nadrzędnego celu określonego jako „inwestowanie dla rozwoju i tworzenia miejsc pracy”. Cele tejsze polityki są szczególnym wyrazem solidarności z biedniejszymi i słabszymi regionami Unii Europejskiej (Obrębalski, 2014, s. 22).

Realizacja polityki spójności w wymiarze regionalnym odbywa się m.in. poprzez wdrażanie strategii rozwoju i regionalnych programów operacyjnych. Celem nadrzędnym Strategii Rozwoju Województwa Dolnośląskiego do roku 2020 jest „Nowoczesna gospodarka i wysoka jakość życia w atrakcyjnym środowisku” (*Strategia rozwoju województwa...*, 2013, s. 24). Cel ten integruje trzy sfery funkcjonowania regionu, a mianowicie, gospodarczą, społeczną oraz przestrzenną (środowiskową). Jego osiągnięcie możliwe będzie poprzez realizację wielu przedsięwzięć ujętych w ramach ośmiu celów szczegółowych.

Cele Strategii Rozwoju Województwa Dolnośląskiego odnoszą się do perspektywy roku 2020. W skali operacyjnej, tj. w latach 2014–2020, ich osiągnięciu służyć będzie m.in. realizacja Regionalnego Programu Operacyjnego (RPO). Dlatego też cel główny RPO zbieżny jest z celem nadrzędnym strategii rozwoju województwa dolnośląskiego.

Cel główny RPO na lata 2014–2020 został wymownie i prorozwojowo określony jako „Wzrost konkurencyjności Dolnego Śląska zapewniający poprawę poziomu życia jego mieszkańców przy zachowaniu zasad zrównoważonego rozwoju” (*Regionalny Program Operacyjny...*, 2014, s. 30–31). Tak ujętemu celowi podporządkowano dziesięć dziedzinowych osi priorytetowych.

Polityka regionalna we wszystkich jej przestrzennych wymiarach w latach 2014–2020 oparta jest na zasadzie zintegrowanego podejścia terytorialnego (integrated territorial approach). Jedną zaś z najważniejszych przesłanek jej prowadzenia (także w regionie dolnośląskim) jest wewnętrzne przestrzenne zróżnicowanie poziomu rozwoju społecznego i gospodarczego jednostek terytorialnych. Dążenie zatem do redukcji różnic poziomu rozwoju gospodarczego, jakości życia lokalnych społeczności oraz wyrównania możliwości rozwojowych poszczególnych części województw jest istotnym celem regionalnej polityki spójności prowadzonej przez władze samorządowe (Obrębalski, Walesiak, 2014, s. 97).

Zbyt duże dysproporcje w jakości życia mieszkańców regionu dolnośląskiego widoczne nie tylko w przekroju powiatów, ale i między miastami a miejscowościami wiejskimi sygnalizują konieczność podjęcia efektywnych przedsięwzięć ukierunkowa-

nych na eliminację bądź istotne ograniczenie nierówności w sferze społecznej oraz wzrost społecznej spójności regionu.

W polityce rozwoju i spójności regionu dolnośląskiego do roku 2020 stosowane są różne instrumenty, w szczególności zaś finansowe, prawne i infrastrukturalne. Jednym z nich był w latach 2009–2016 Dolnośląski Fundusz Pomocy Rozwojowej dedykowany słabszym ekonomicznie gminom. Wsparcie z tegoż funduszu przyniosło wiele korzystnych efektów m.in. w sferze infrastruktury technicznej i społecznej. Przyczyniło się przy tym do poprawy warunków bytowych wielu lokalnych społeczności. Fundusz ten stał się jednym z finansowych instrumentów regionalnej polityki spójności i polityki wyrównawczej rozwoju województwa dolnośląskiego (Obrebalski, 2016).

5. PODSUMOWANIE

W artykule zaproponowano metodykę postępowania, która pozwala na pomiar i ocenę zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania spójności społecznej regionów. Następnie dokonano oceny zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania spójności społecznej powiatów województwa dolnośląskiego w latach 2005–2015. W latach 2005–2015 podwyższony został poziom spójności społecznej wszystkich powiatów (choć w zróżnicowanym stopniu) oraz zmniejszył się nieznacznie stopień zróżnicowania spójności społecznej powiatów województwa dolnośląskiego. Obserwowane są jednak wyraźne międzypowiatowe różnice w analizowanych dziedzinach tejże spójności, czyli w zakresie dochodów i aktywności ekonomicznej ludności, jej warunków mieszkaniowych oraz dostępności usług i przestrzeni publicznej. Zakres tegoż zróżnicowania jest swoistego rodzaju wyzwaniem wobec samorządowych władz województwa dolnośląskiego prowadzących politykę jego rozwoju.

Zasugerowano potrzebę weryfikacji modelu rozwoju regionu dolnośląskiego z polaryzacyjno-dyfuzyjnego na wyrównawczy, co zgodne jest z zasadą zrównoważonego rozwoju.

W obliczeniach zastosowano własne skrypty przygotowane w środowisku R.

Prowadzenie kompleksowego pomiaru, monitoringu i oceny społecznej spójności jednostek terytorialnych, w tym regionów zależy w dużym stopniu od dostępności rozległego, co do zakresu, zasobu różnorodnych informacji, zwłaszcza statystycznych. Stąd też wszelkie niedociągnięcia, a nawet braki w tym zakresie wpływają na ostateczne wyniki analizy. Nie ulega przy tym wątpliwości, iż wzrost użyteczności funkcjonalnej statystyki regionalnej wymaga dalszego jej doskonalenia, w tym wyraźnego rozszerzenia zakresu przedmiotowego i podmiotowego podejmowanych badań statystycznych. Pozwolić to może na bezproblemowe prowadzenie dynamicznych badań empirycznych w zakresie pomiaru, monitorowania i oceny rozwoju regionalnego, a w tym spójności (także społecznej) poszczególnych regionów w przekrojach powiatów, gmin i miejscowości.

LITERATURA

- A New Strategy for Social Cohesion*, (2004), European Committee for Social Cohesion, Strasbourg.
- Balcerzak A. P., (2015), Wielowymiarowa analiza spójności społecznej w krajach Unii Europejskiej w kontekście strategii Europa 2020, w: Bartniczak B., Trzeciak K., (red.), *Aktualne trendy w zarządzaniu środowiskiem*, Wydawnictwo AD REM, Jelenia Góra, 343–352.
- Concerted Development of Social Cohesion Indicators. Methodological Guide*, (2005), Council of Europe Publishing, Strasbourg.
- Borys T., (1984), *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 284, Seria: Monografie i Opracowania 23.
- Dickes P., Valentova M., (2013), Construction, Validation and Application of the Measurement of Social Cohesion in 47 European Countries and Regions, *Social Indicators Research*, 113, 827–846.
- Dickes P., Valentova M., Borsenberger M., (2010), Construct Validation and Application of a Common Measure of Social Cohesion in 33 European Countries, *Social Indicators Research*, 98, 451–473.
- Hellwig Z., (1968), Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, 15 (4), 307–327.
- Hellwig Z., (1972), Procedure of Evaluating High-Level Manpower Data and Typology of Countries by Means of the Taxonomic Method, w: Gostkowski Z., (red.), *Towards a System of Human Resources Indicators for Less Developed Countries*, Papers Prepared for UNESCO Research Project, Ossolineum, The Polish Academy of Sciences Press, Wrocław, 115–134.
- Hellwig Z., (1981), Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych, w: Welfe W., (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, PWE, Warszawa, 46–68.
- Hwang C. L., Yoon K., (1981), *Multiple Attribute Decision Making – Methods and Applications. A State-of-the-Art. Survey*, New York, Springer-Verlag.
- Jenson J., (2010), *Defining and Measuring Social Cohesion*, Commonwealth Secretariat, London.
- New Strategy and Council of Europe Action Plan for Social Cohesion*, (2010), Council of Europe.
- Obrębalski M., (2014), The Development of Lower Silesia – Northern Bohemia – Saxony Border Region in the Light of EUROPE 2020 Strategy, w: Hlavaček P., Olšova P., (red.), *Regional Economy and Policy. Territories and Cities*, Jan Evangelista Purkyně University, Ústí nad Labem, 20–31.
- Obrębalski M., (2016), Dolnośląski Fundusz Pomocy Rozwojowej jako instrument regionalnej polityki spójności, w: Regiony, metropolie, miasta, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* (w druku).
- Obrębalski M., Walesiak M., (2014), Terytorialny wymiar polityki rozwoju regionalnego województwa dolnośląskiego w latach 2014–2020, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 331, 96–105.
- Pawłowski Z., (1973), *Prognozy ekonometryczne*, PWN, Warszawa.
- Rajulton F., Ravanera Z. R., Beaujot R., (2007), Measuring Social Cohesion: An Experiment Using the Canadian National Survey of Giving, Volunteering, and Participating, *Social Indicators Research*, 80, 461–492.
- R Development Core Team, (2016), *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, URL <http://www.R-project.org>.
- Regionalny Program Operacyjny Województwa Dolnośląskiego 2014–2020* (2014), Urząd Marszałkowski Województwa Dolnośląskiego, Wrocław.
- Ryszkiewicz A., (2013), *Od konwergencji do spójności i efektywności – podstawy teoretyczne polityki spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej Unii Europejskiej*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Strategia rozwoju województwa dolnośląskiego 2020* (2013), Urząd Marszałkowski Województwa Dolnośląskiego, Wrocław.
- Theil H., (1961), *Economic Forecasts and Policy*, North Holland, Amsterdam.

- Walesiak M., (1993), Zagadnienie oceny podobieństwa zbioru obiektów w czasie w syntetycznych badaniach porównawczych, *Przegląd Statystyczny*, 40 (1), 95–102.
- Walesiak M., (2014), Wzmacnianie skali pomiaru w statystycznej analizie wielowymiarowej, *Taksonomia* 22, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 327, 60–68.
- Walesiak M., (2016), *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*. Wydanie drugie poprawione i rozszerzone, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław.
- Walesiak M., Dudek A., (2016), clusterSim: Searching for Optimal Clustering Procedure for a Data Set. R package version 0.45-1, URL <http://CRAN.R-project.org/package=clusterSim>.
- Zeliaś A., (1984), *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa.

SPÓJNOŚĆ SPOŁECZNA WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO W LATACH 2005–2015 – POMIAR I OCENA ZMIAN

Streszczenie

Miarą sukcesu rozwojowego współczesnych regionów i zarazem czynnikiem podtrzymującym trwałość tego sukcesu jest przede wszystkim jakość życia mieszkańców. Według definicji Rady Europy (*A new strategy for Social Cohesion*, 2004, s. 3) spójność społeczna to zdolność terytorialnych społeczności do zapewnienia dobrobytu wszystkim swoim członkom, zmniejszania rozwarstwień społecznych i unikania polaryzacji. W ocenie spójności społecznej regionu dolnośląskiego w przekroju powiatów w latach 2005–2015 uwzględniono zmienne z następujących dziedzin: dochody i aktywność ekonomiczna ludności, warunki mieszkaniowe ludności, dostępność usług i przestrzeni publicznej. Do pomiaru i oceny zmian poziomu spójności społecznej województwa dolnośląskiego w przekroju powiatów w latach 2005–2015 zastosowano odległość GDM1 oraz miernik Theila.

Słowa kluczowe: spójność społeczna, metody porządkowania liniowego, odległość GDM1, miernik Theila, program R

SOCIAL COHESION OF LOWER SILESIA REGION IN THE PERIOD 2005–2015 – MEASUREMENT AND EVALUATION OF CHANGES

Abstract

The measure of developmental success of contemporary regions and at the same time supporting factor for the durability of this success is primarily the quality of life of residents. According to the definition of the Council of Europe (*A new strategy for Social Cohesion*, 2004, p. 3) social cohesion is the ability of territorial communities to ensure the welfare of all its members, the reduction of social stratification and avoid polarization. According to evaluation of the social cohesion of the Lower Silesia region in cross-counties in the years 2005–2015 the variables of the following areas: income and economic activity of the population, living conditions of the population and the availability of services and public space were taken into account. To assess the measurement and the changes in the level of social cohesion of the Lower Silesia region in cross counties in the period 2005–2015 GDM1 distance and Theil measure were applied.

Keywords: social cohesion, linear ordering methods, GDM1 distance, Theil measure, R program