

## Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych – podejście hybrydowe

Marek Obrębalski<sup>a</sup> , Marek Walesiak<sup>a</sup> 

**Streszczenie.** Celem badania jest pomiar zakresu i stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018 z wykorzystaniem sześciu zmiennych metrycznych. Zastosowano podejście hybrydowe, polegające na skalowaniu wielowymiarowym w przestrzeni dwuwymiarowej i przeprowadzeniu porządkowania liniowego. Syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy badanych regionów dokonano z wykorzystaniem miary agregatowej i dekompozycji Theila. Źródło danych stanowiła baza Eurostatu – REGIO. Z analiz wynika, że sytuacja młodzieży na rynku pracy we wszystkich badanych regionach znacznie się poprawiła. Polskie regiony przygraniczne są w gorszej sytuacji niż regiony niemieckie i czeskie oraz znacznie zróżnicowane w tym zakresie, przy czym należy podkreślić, że w badanym okresie stopień międzyregionalnych dysproporcji się zmniejszył.

**Słowa kluczowe:** młodzież na rynku pracy, podejście hybrydowe, skalowanie wielowymiarowe, miara agregatowa, dekompozycja Theila

### Assessment of the situation of young people in the labour market in border regions – hybrid approach

**Abstract.** The aim of the paper is to measure the scope and degree of differences in the situation of young people in the labour market in the border regions of Poland, the Czech Republic and Germany in 2010 and 2018, using six metric variables. For the purpose of the study, a hybrid approach was adopted, which involved carrying out linear ordering of the studied regions on the basis of the results of multidimensional scaling. The synthetic assessment of the changes in the situation of young people in the labour market in border regions was performed using the aggregate measure and Theil's decomposition. The study was based on data from Eurostat's REGIO database. It demonstrated that the situation of young people in the labour market in all the examined regions had significantly improved in the studied period. It also showed that Polish border regions, in addition to being significantly diversified in this respect, are in a worse situation than their German or Czech counterparts, but overall, the interregional disproportions among the countries shrank in the analysed period.

**Keywords:** young people in labour market, hybrid approach, multidimensional scaling, composite indicator, Theil's decomposition

**JEL:** C38, C43, C88, J61, J64

---

<sup>a</sup> Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii i Finansów.

Współczesny rynek pracy to obszar permanentnego ścierania się podaży pracy i popytu na nią. Dopasowanie tych elementów pod względem ilościowym i jakościowym jest uzależnione od warunków, na jakich dokonuje się transakcja między osobami oferującymi pracę (za określoną płacę) a jej nabywcami, czyli pracodawcami. Niedopasowanie podaży pracy i popytu na nią przejawia się m.in. w bezrobociu.

Szczególną grupę na rynku pracy stanowi młodzież do 25. roku życia, a jej udane wejście nań zależy od wielu czynników. Warto bowiem wskazać, że rynek pracy kształtują nie tylko decyzje podejmowane przez ludność aktywną zawodowo i pracodawców, lecz także decyzje administracji rządowej i samorządowej.

W analizie porównawczej regionów istotne jest dysponowanie zunifikowanym pod względem metodologicznym zbiorem danych. Z tego względu większość danych pochodzi z prowadzonej przez Eurostat bazy danych regionalnych REGIO<sup>1</sup> i odnosi się do jednostek terytorialnych klasyfikowanych według nomenklatury NUTS. Zbiór przygranicznych regionów, które objęto badaniem, tworzy 11 jednostek szczebla NUTS 2 – regiony sąsiadujące ze sobą wzdłuż polsko-czeskiej i polsko-niemieckiej linii granicznej:

- pięć województw: śląskie, opolskie, dolnośląskie, lubuskie i zachodniopomorskie;
- trzy czeskie regiony: morawsko-śląski (Moravskoslezsko), Środkowe Morawy (Střední Morava) i północno-wschodni (Severovýchod);
- trzy niemieckie landy: Brandenburgia (Brandenburg), Meklemburgia-Pomorze Przednie (Mecklenburg-Vorpommern) i Saksonia (Sachsen).

W celu uzyskania porównywalności przyjęto przeciętne dane dla Polski, Czech i Niemiec oraz dla Unii Europejskiej (UE-28).

Celem artykułu jest pomiar zakresu i stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018.

W literaturze przedmiotu dostępne są studia prezentujące zastosowanie metod statystycznej analizy wielowymiarowej do badania sytuacji młodzieży na rynku pracy w przekroju jednostek terytorialnych różnej skali. Green, Owen i Wilson (2001) oraz Rollnik-Sadowska (2016) zastosowali analizę skupień do oceny różnic regionalnych w sytuacji młodzieży na rynku pracy w krajach UE. Perugini i Signorelli (2010) posłużyli się dynamicznymi przestrzennymi modelami panelowymi do analizy różnic i zmian w sytuacji młodzieży na rynku pracy na podstawie dwóch prób obserwacji dotyczących 199 regionów zachodniej i 35 regionów wschodniej Europy w latach 1999–2006. Analogiczne badania z wykorzystaniem dynamicznych przestrzennych modeli panelowych przeprowadzili Demidova, Marelli i Signorelli (2015) na podstawie danych z 20 regionów Włoch i 75 regionów Rosji w latach 2000–2009. W literaturze polskiej m.in. Rybicka

<sup>1</sup> Regional labour market statistics (reg\_lmk) – <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

(2014) wykonała porządkowanie liniowe województw Polski ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy, posługując się miarą rozwoju Hellwiga (Hellwig, 1972).

W celu porównania i oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy w 2018 r. w stosunku do 2010 r. zastosowano podejście hybrydowe, polegające na przeprowadzeniu porządkowania liniowego badanych regionów na podstawie wyników skalowania wielowymiarowego. Syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku regionów przygranicznych dokonano z wykorzystaniem miary agregatywnej z dekompozycją Theila.

### LUDNOŚĆ REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH

Potencjał demograficzny regionów oraz zmiany jego struktury ze względu na wiek ludności wywierają istotny wpływ na przebieg procesów społeczno-gospodarczych. Stymulują m.in. stopień aktywności zawodowej, a także współdecydują o intensywności rozwoju danego obszaru w przyszłości.

Zmiany w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. były zróżnicowane pod względem zaludnienia i jego struktury (tabl. 1).

**TABL. 1. LUDNOŚĆ PRZYGRANICZNYCH REGIONÓW POLSKI, CZECH I NIEMIEC NA TLE UE I BADANYCH KRAJÓW**

Wyszczególnienie	Ludność ogółem w tys.		Mediana wieku ludności		Odsetek ludności w wieku 15–24 lat	
	2010	2018	2010	2018	2010	2018
<b>Polska</b> .....	<b>38023</b>	<b>37977</b>	<b>37,9</b>	<b>40,6</b>	<b>14,22</b>	<b>10,65</b>
Dolnośląskie .....	2877	2865	39,0	41,4	13,57	9,75
Lubuskie .....	1010	1004	37,3	40,5	14,31	10,76
Opolskie .....	975	949	39,5	42,1	14,41	10,54
Śląskie .....	4591	4501	39,6	42,0	13,55	9,81
Zachodniopomorskie .....	1697	1679	38,3	41,3	13,92	10,58
<b>Czechy</b> .....	<b>10462</b>	<b>10610</b>	<b>39,6</b>	<b>42,3</b>	<b>12,39</b>	<b>9,31</b>
Region morawsko-śląski .....	1239	1206	39,8	42,9	13,17	9,76
Region północno-wschodni .....	1506	1511	39,5	42,6	12,78	9,69
Środkowe Morawy .....	1230	1216	39,8	42,9	12,59	9,51
<b>Niemcy</b> .....	<b>81802</b>	<b>82792</b>	<b>44,2</b>	<b>46,0</b>	<b>11,31</b>	<b>10,49</b>
Brandenburgia .....	2516	2504	46,8	50,2	10,08	7,40
Meklemburgia-Pomorze Przednie	1651	1611	46,8	50,0	10,69	7,65
Saksonia .....	4169	4081	47,1	48,8	10,05	7,89
<b>UE-28</b> .....	<b>503171</b>	<b>512379</b>	<b>41,0</b>	<b>43,1</b>	<b>12,01</b>	<b>10,82</b>

Jak wynika z tabl. 1, w analizowanym okresie wzrost liczby ludności notowano jedynie w czeskim regionie północno-wschodnim (o niespełna 0,3%). Duży spadek zaludnienia nastąpił w woj. opolskim, regionie Środkowe Morawy oraz landzie Meklemburgia-Pomorze Przednie (odpowiednio o 2,71%, 2,69% i 2,43%), a nieco mniejszy – w Saksonii i woj. śląskim (odpowiednio o 2,10% i 1,96%). Należy przy tym zaznaczyć, że w 2018 r. w stosunku do 2010 r. populacja wszystkich krajów UE wzrosła o 1,83%.

Postępujący proces starzenia się regionalnych społeczności ma odzwierciedlenie m.in. we wzroście mediany wieku ludności oraz zmniejszaniu się liczebności i udziału młodzieży w wieku 15–24 lat we wszystkich przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec.

Mediana wieku ludności UE w 2018 r. wynosiła 43,1 roku. Najstarsze są społeczności badanych regionów Niemiec, zwłaszcza Brandenburgii i Meklemburgii-Pomorza Przedniego (ponad 50 lat), najmłodsza zaś jest ludność woj. lubuskiego (40,5 roku). Najwyższy odsetek młodzieży w wieku 15–24 lat w 2018 r. notowano w województwach: lubuskim, zachodniopomorskim i opolskim (odpowiednio 10,76%, 10,58% i 10,54%), a najniższy – w landach niemieckich (Brandenburgia – 7,40%, Meklemburgia-Pomorze Przednie – 7,65%, Saksonia – 7,89%). Natomiast w UE odsetek młodzieży w wieku 15–24 lat w 2018 r. sięgał 10,82% (w 2010 r. – 12,01%).

## SYTUACJA ZAWODOWA MŁODZIEŻY W BADANYCH REGIONACH

Osoby młode stanowią specyficzną grupę społeczno-zawodową, ponieważ główną aktywnością znacznej ich części jest edukacja. Podejmowanie studiów wyższych przyczynia się do występowania wysokiego odsetka biernych zawodowo wśród młodzieży. Należy jednak zaznaczyć, że studenci niejednokrotnie łączą naukę z pracą. Innym czynnikiem ograniczającym aktywność młodzieży (zwłaszcza kobiet) na rynku pracy są funkcje rodzicielskie, w tym opieka nad dziećmi. Należy przy tym wskazać, że w analizowanym okresie podwyższył się wiek kobiet rodzących pierwsze dziecko (w Polsce w 2010 r. – 26,6 roku, a w 2018 r. – prawie 28 lat). Część młodych osób decyduje się na łączenie aktywności zawodowej z wykonywaniem zadań opiekuńczych, a niekiedy podejmuje decyzje o okresowym zaprzestaniu pracy.

Jednym z wyznaczników właściwego przygotowania młodzieży do pracy jest bez wątpienia wieloetapowy proces jej kształcenia i doskonalenia. Notowane są jednak negatywne postawy młodzieży, takie jak przedwczesne przerywanie nauki i szkolenia bądź niepodjęcie nauki ani pracy zawodowej. Zagadnienie to przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. POSTAWY MŁODZIEŻY WOBEC NAUKI I PRACY

Wyszczególnienie	Przedwcześnie przerywający naukę i szkolenia w % osób w wieku 18–24 lat		Nieuczący się i niepracujący w % osób w wieku 15–24 lat	
	2010	2018	2010	2018
<b>Polska</b> .....	<b>5,4</b>	<b>4,8</b>	<b>10,8</b>	<b>8,7</b>
Dolnośląskie .....	5,6	3,7	12,4	8,1
Lubuskie .....	8,7	9,8	13,5	11,0
Opolskie .....	6,5	6,2 <sup>a</sup>	11,2	6,7
Śląskie .....	4,7	3,6	10,4	6,9
Zachodniopomorskie .....	9,1	9,1	13,0	10,7
<b>Czechy</b> .....	<b>4,9</b>	<b>6,2</b>	<b>8,8</b>	<b>5,6</b>
Region morawsko-śląski .....	5,4	6,4	10,5	7,3
Region północno-wschodni .....	4,2	5,8	8,8	5,4
Środkowe Morawy .....	4,1	4,4	7,5	4,8
<b>Niemcy</b> .....	<b>11,8</b>	<b>10,3</b>	<b>8,3</b>	<b>5,9</b>
Brandenburgia .....	9,6	11,6	10,5	7,4
Meklemburgia-Pomorze Przednie	9,3	11,1	12,0	8,0
Saksonia .....	7,7	7,5	10,6	5,0
<b>UE-28</b> .....	<b>13,9</b>	<b>10,6</b>	<b>12,8</b>	<b>10,5</b>

a Dane szacunkowe.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W 2018 r. w porównaniu z 2010 r. zwiększył się udział przedwcześnie przerywających naukę i szkolenia w niemal wszystkich badanych regionach przygranicznych (poza województwami: dolnośląskim, opolskim, śląskim i zachodniopomorskim oraz Saksonią). Najmniej korzystnie w tym zakresie prezentują się niemieckie landy Brandenburgia (11,6%) i Meklemburgia-Pomorze Przednie (11,1%). W czeskim regionie Środkowe Morawy 4,4% osób w wieku 18–24 lat nie kończyło nauki ani szkoleń, a w województwach dolnośląskim i śląskim było to odpowiednio 3,7% i 3,6%.

W celu dokonania oceny sytuacji młodzieży na rynku pracy badanych regionów przygranicznych istotne jest także określenie udziału grupy zwanej NEET (ang. *not in employment, education or training*). Populacja NEET jest zróżnicowana, a każda z jej licznych podgrup (m.in. poszukujący pracy, krótko- i długo-okresowo bezrobotni, niezdolni do pracy z powodu choroby lub inwalidztwa, obowiązków rodzinnych, zniechęceni do pracy i nauki czy też poszukujący innych możliwości życia) ma swoje specyficzne cechy i uwarunkowania (Eurofund, 2016, s. 6).

W analizowanym okresie udział młodzieży nieuczącej się i niepracującej zmniejszył się we wszystkich badanych regionach przygranicznych. W 2018 r.

najniższy był na Środkowych Morawach (4,8%), podczas gdy najwyższy – w woj. lubuskim (11,0%). Średnia w UE wynosiła 10,5%.

W latach 2010 i 2018 liczba ludności aktywnej zawodowo w wieku 15–24 lat w przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec wykazywała wahania. Zmieniał się również wskaźnik aktywności ekonomicznej i zatrudnienia tej grupy ludności (tabl. 3).

**TABL. 3. AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA I ZATRUDNIENIE MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT**

Wyszczególnienie	Współczynnik aktywności ekonomicznej		Wskaźnik zatrudnienia	
	w %			
	2010	2018	2010	2018
<b>Polska</b> .....	<b>34,6</b>	<b>35,1</b>	<b>26,4</b>	<b>31,0</b>
Dolnośląskie .....	37,4	35,4	28,5	31,9
Lubuskie .....	35,5	34,1	26,9	31,5
Opolskie .....	37,3	38,5	29,3	35,0
Śląskie .....	33,8	33,9	25,7	29,7
Zachodniopomorskie .....	28,6	35,6	19,7	31,9
<b>Czechy</b> .....	<b>30,9</b>	<b>30,4</b>	<b>25,2</b>	<b>28,4</b>
Region morawsko-śląski .....	30,3	33,3	24,2	30,2
Region północno-wschodni .....	30,8	31,7	24,4	29,8
Środkowe Morawy .....	26,6	29,1	21,3	27,6
<b>Niemcy</b> .....	<b>51,3</b>	<b>50,3</b>	<b>46,2</b>	<b>47,2</b>
Brandenburgia .....	57,5	43,9	49,0	41,0
Meklemburgia-Pomorze Przednie	63,3	47,5	54,9	43,1
Saksonia .....	60,9	47,9	53,2	44,6
<b>UE-28</b> .....	<b>42,9</b>	<b>41,7</b>	<b>33,7</b>	<b>35,3</b>

Źródło: jak przy tabl. 1.

Aktywność ekonomiczna ludności w wieku 15–24 lat w regionach niemieckich jest wyższa niż w sąsiednich regionach czeskich i polskich. W landach notuje się jednak wyraźny jej spadek. Podobna sytuacja dotyczy, choć w mniejszym stopniu, województw dolnośląskiego i lubuskiego oraz UE (opierając się na wskaźniku dla 28 krajów). Aktywność ekonomiczna młodzieży rośnie natomiast w województwach zachodniopomorskim, opolskim i śląskim oraz w regionach czeskich.

Podobne zmiany i zróżnicowanie w analizowanym okresie wykazuje wskaźnik zatrudnienia młodzieży. Najniższe jego wartości są notowane w przygranicznych regionach czeskich. W 2018 r. na Środkowych Morawach 27,6% lud-

ności w tej grupie wieku stanowiły osoby faktycznie zatrudnione, podczas gdy w polskich – od 29,7% w woj. śląskim do 35,0% w woj. opolskim, w Saksonii – 44,6%, a w całej UE – 35,3%.

Ważne są również zmiany poziomu wskaźnika zatrudnienia. O ile w przygranicznych regionach Niemiec obserwuje się jego wyraźne obniżenie, o tyle w badanych regionach Czech i Polski widoczny jest wzrost możliwości zatrudnienia młodzieży.

Część ludności zdolnej do pracy i gotowej do podjęcia pracy odpowiadającej typowym warunkom występującym w gospodarce pozostaje bez niej pomimo podjętych poszukiwań. Bezrobocie dotyczy również młodzieży. W początkowych latach aktywności zawodowej może ono wywierać długotrwałe efekty i negatywnie wpływać na dalszą karierę. Zjawisko to, niekiedy nazywane efektem blizny (ang. *scarring effect*, Fondeville i Ward, 2014), obserwowane jest z różnym natężeniem we wszystkich badanych regionach (tabl. 4, wykr. 1).

**TABL. 4. STOPA BEZROBOCIA<sup>a</sup> OGÓLEM MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT**

Wyszczególnienie	Stopa bezrobocia ogółem		Stopa bezrobocia młodzieży			
	w %				stopa bezrobocia ogółem = 100	
	2010	2018	2010	2018	2010	2018
<b>Polska</b> .....	<b>9,6</b>	<b>3,8</b>	<b>23,7</b>	<b>11,7</b>	<b>246,88</b>	<b>307,89</b>
Dolnośląskie .....	11,3	3,3	23,8	9,9	210,62	300,00
Lubuskie .....	10,6	3,0	24,3	11,6 <sup>b</sup>	229,25	386,67
Opolskie .....	9,6	3,2	21,5	12,0 <sup>b</sup>	223,96	375,00
Śląskie .....	9,2	3,4	24,0	12,5	260,87	367,65
Zachodniopomorskie .....	12,4	3,8	30,9	10,5	249,19	276,32
<b>Czechy</b> .....	<b>7,3</b>	<b>2,2</b>	<b>18,3</b>	<b>6,7</b>	<b>250,68</b>	<b>304,55</b>
Region morawsko-śląski .....	10,2	3,7	20,0	9,3	196,08	251,35
Region północno-wschodni .....	7,0	2,0	20,8	5,9	297,14	295,00
Środkowe Morawy .....	8,8	2,2	19,9	5,1	226,14	231,82
<b>Niemcy</b> .....	<b>7,0</b>	<b>3,4</b>	<b>9,8</b>	<b>6,2</b>	<b>140,00</b>	<b>182,35</b>
Brandenburgia .....	9,8	4,1	14,7	6,6	150,00	160,98
Meklemburgia-Pomorze Przednie .....	12,3	4,8	13,3	9,3	108,13	193,75
Saksonia .....	11,2	4,0	12,6	6,7	112,50	167,50
<b>UE-28</b> .....	<b>9,6</b>	<b>6,8</b>	<b>21,3</b>	<b>15,2</b>	<b>221,88</b>	<b>223,53</b>

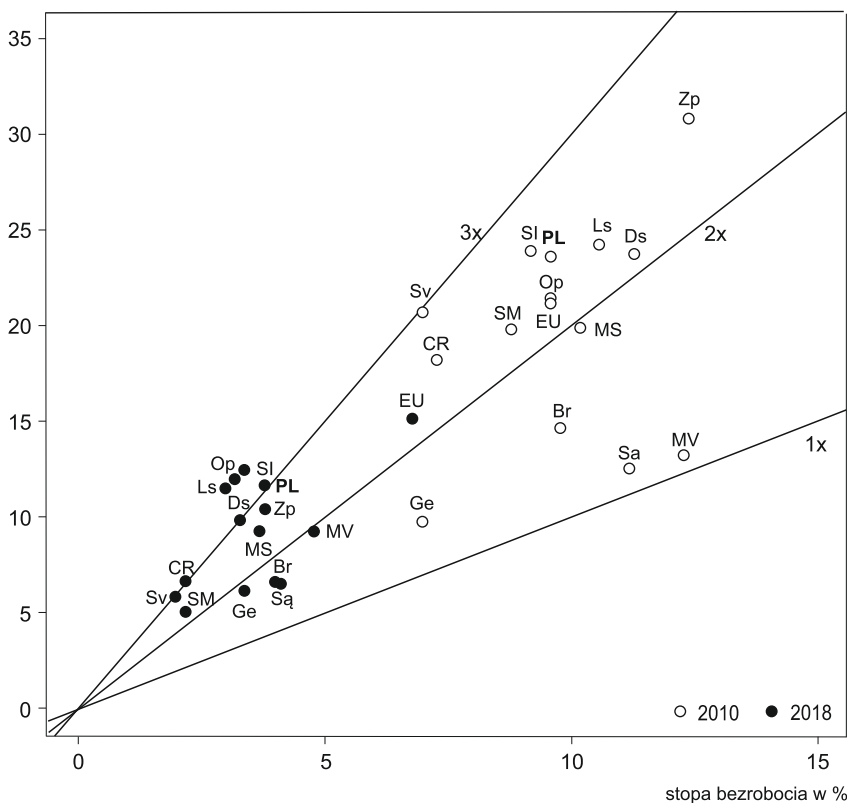
a Według Eurostatu bezrobotni to osoby w wieku 15–74 lat (w Hiszpanii, Wielkiej Brytanii i we Włoszech – w wieku 16–74 lat), które nie pracowały podczas tygodnia referencyjnego, aktywnie poszukiwały pracy w ciągu poprzedzających go czterech tygodni i były gotowe do jej rozpoczęcia natychmiast lub w ciągu dwóch tygodni.

b Dane szacunkowe.

Źródło: jak przy tabl. 1.

**WYKR. 1. STOPA BEZROBOCIA MŁODZIEŻY W WIEKU 15–24 LAT A STOPA BEZROBOCIA OGÓŁEM W REGIONACH PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC NA TLE UE I BADANYCH KRAJÓW**

stopa bezrobocia młodzieży w %



U w a g a. EU – UE-28, CR – Czechy, MS – region morawsko-śląski, Sv – region północno-wschodni, SM – Środkowe Morawy, Ge – Niemcy, Br – Brandenburgia, MV – Meklemburgia-Pomorze Przednie, Sa – Saksonia, PL – Polska, Ds – dolnośląskie, Ls – lubuskie, Op – opolskie, Sl – śląskie, Zp – zachodniopomorskie. 1x, 2x, 3x – krotność stopy bezrobocia młodzieży (w wieku 15–24 lat) w stosunku do ogólnej stopy bezrobocia.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W 2018 r. w stosunku do 2010 r. w badanych regionach przygranicznych obserwuje się wyraźny spadek stopy bezrobocia. Najniższy poziom stopy bezrobocia w 2018 r. występował w czeskich regionach północno-wschodnim (2,0%) i Środkowe Morawy (2,2%) oraz w Polsce (np. w woj. lubuskim – 3,0%), a nieco wyższy – w regionach niemieckich. Sytuacja młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy jest szczególnie niekorzystna. Osoby te mają problemy ze znalezieniem pracy i stają się bezrobotne. Dotyczy to zwłaszcza polskich regionów przygranicznych, przede wszystkim woj. śląskiego, gdzie w 2018 r. stopa



bezrobocia wśród ludności w wieku 15–24 lat wynosiła 12,5%. Równie wysoki jej poziom notowano w województwach opolskim (12,0%) i lubuskim (11,6%). Najkorzystniejszą sytuacją w tym zakresie przedstawia się w czeskich regionach Środkowe Morawy (5,1%) i północno-wschodnim (5,9%). We wszystkich badanych regionach przygranicznych stopa bezrobocia młodzieży wyraźnie się zmniejszyła. Dla porównania w 2018 r. w UE więcej niż co siódma osoba w wieku 15–24 lat pozostawała bez pracy.

Oceny sytuacji młodzieży na rynku pracy w regionach przygranicznych dokonano także na podstawie porównania bezrobocia ludności w wieku 15–24 lat oraz ogólnej stopy bezrobocia (zob. wyk. 1). W tym ujęciu zaznaczają się dość wyraźne różnice międzyregionalne. Największa różnica na niekorzyść młodzieży – ponad 3,5-krotna – charakteryzuje województwa lubuskie, opolskie i śląskie. W czeskich regionach przygranicznych oraz województwach zachodniopomorskim i dolnośląskim stopa bezrobocia młodzieży stanowi także wysoką krotność (ok. 2,3–3,0) stopy bezrobocia ogółem. Najmniejsza dysproporcja w tym zakresie dotyczy niemieckich landów. Należy przy tym wskazać, że przeciętnie w 28 krajach UE stopa bezrobocia młodzieży jest ponaddwukrotnie wyższa niż stopa bezrobocia ogółem.

## METODA BADANIA

W celu porównania sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018 zastosowano podejście hybrydowe – opierając się na wynikach skalowania wielowymiarowego przeprowadzono porządkowanie liniowe badanych regionów. Syntezytyczną ocenę zmian sytuacji młodzieży przeprowadzono z wykorzystaniem miary agregatowej z dekompozycją Theila.

Do uporządkowania badanych obiektów w analizowanym okresie zastosowano dwukrokową procedurę badawczą pozwalającą na wizualizację wyników porządkowania liniowego zaproponowaną przez Walesiaka (2016). Najpierw w wyniku zastosowania skalowania wielowymiarowego otrzymuje się wizualizację rozmieszczenia obiektów w przestrzeni dwuwymiarowej. Następnie przeprowadza się porządkowanie liniowe obiektów na podstawie miary agregatowej bazującej na odległości Euklidesa od wzorca rozwoju.

Zakłada się, że zmienne służące do opisu obiektów są mierzone na skalach metrycznych (ilorazowej, przedziałowej). Wśród zmiennych wyróżnia się zmienne preferencyjne (stymulanty, destymulanty i nominanty)<sup>2</sup>. Z uwagi na konstruk-

---

<sup>2</sup> Definicje stymulanty i destymulanty zawiera praca Hellwiga (1981, s. 48), a nominanty – praca Borysa (1984, s. 118). Definicje dostępne są również w pracy Walesiaka (2018).

cję antywzorca nominanty zmienia się w stymulanty. Współrzędne wzorca obejmują najkorzystniejsze wartości zmiennych preferencyjnych (maksymalne dla stymulant i minimalne dla destymulant). Współrzędne antywzorca obejmują najmniej korzystne wartości zmiennych preferencyjnych (minimalne dla stymulant i maksymalne dla destymulant). Z uwagi na to, że dane dotyczą dwóch okresów –  $t$  oraz  $q$  ( $t < q$ ) – w procedurze ustala się wspólny wzorec i antywzorec na podstawie macierzy  $[\mathbf{x}_{ij}]$  ( $i = 1, \dots, n$  – numer obiektu;  $j = 1, \dots, m$  – numer zmiennej) obejmującej dane z okresów  $t$  (macierz danych  $[\mathbf{x}_{ij}^t]$ ) i  $q$  (macierz danych  $[\mathbf{x}_{ij}^q]$ ). Po dodaniu wzorca i antywzorca macierz danych  $[\mathbf{x}_{ij}]$  ma zatem wymiary  $(2n+2) \times m$ .

Następnie przeprowadza się skalowanie wielowymiarowe. Jest ono metodą odwzorowania  $f: [\delta_{ik}] \rightarrow [d_{ik}]$  macierzy odległości między obiektami w przestrzeni  $m$ -wymiarowej  $[\delta_{ik}]$  w macierz odległości między obiektami w przestrzeni  $r$ -wymiarowej  $[d_{ik}]$  ( $r < m$ ) w celu graficznej prezentacji (wizualizacji) i interpretacji relacji zachodzących między badanymi obiektami. Wymiary  $r$  nie są bezpośrednio obserwowalne. Mają charakter zmiennych ukrytych, które pozwalają na wyjaśnienie podobieństw i różnic między badanymi obiektami. Ze względu na możliwość graficznej prezentacji wyników porządkowania liniowego  $r$  wynosi 2. Skalowanie wielowymiarowe przeprowadza się z wykorzystaniem algorytmu *smacof*. Iteracyjny schemat postępowania w tym algorytmie przedstawili Borg i Groenen (2005, s. 204 i 205).

W omawianym badaniu zastosowano rozwiązanie pozwalające na wybór optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego ze względu na zastosowane metody normalizacji wartości zmiennych ( $n1$ ,  $n2$ ,  $n3$ ,  $n5$ ,  $n5a$ ,  $n8$ ,  $n9$ ,  $n9a$ ,  $n11$ ,  $n12a$ , zob. Walesiak, 2018)<sup>3</sup>, miary odległości (miejska, Euklidesa, kwadrat Euklidesa, Czebyszewa, GDM1, zob. np. Jajuga, Walesiak i Bąk, 2003) oraz modele skalowania (przekształcenie ilorazowe, przekształcenie interwałowe, wielomian 2 i 3 stopnia, zob. Borg i Groenen, 2005, s. 202) zgodnie z procedurą dostępną w pakiecie *mdsOpt*<sup>4</sup> programu R, wykorzystującą funkcję *smacofSym* pakietu *smacof*<sup>5</sup>. Do rozwiązania problemu wyboru optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zastosowano dwa kryteria: wartość funkcji dopasowania *STRESS-1* (*stress per point*) Kruskala oraz indeks Hirschmana-

<sup>3</sup> Oznaczenia metod normalizacji:  $n1$  – standaryzacja,  $n2$  – standaryzacja pozycyjna,  $n3$  – unitaryzacja,  $n5$  – normalizacja w przedziale  $[-1, 1]$ ,  $n5a$  – normalizacja pozycyjna w przedziale  $[-1, 1]$ ,  $n8$  – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez maksimum),  $n9$  – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez średnią arytmetyczną),  $n9a$  – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez medianę),  $n11$  – przekształcenie ilorazowe (dzielenie przez pierwiastek z sumy kwadratów),  $n12a$  – normalizacja pozycyjna.

<sup>4</sup> <http://CRAN.R-project.org/package=mdsOpt>.

<sup>5</sup> <http://CRAN.R-project.org/package=smacof>.

-Herfindahla  $HHI$  obliczony dla udziałów obiektów w wartości miary dopasowania  $STRESS-1$ . Spośród procedur skalowania wielowymiarowego, dla których  $STRESS-1 p \leq s$  ( $s$  – akceptowalna wartość miary dopasowania), wybieramy tę, dla której zachodzi  $\min_p \{HHI_p\}$  ( $p$  – numer procedury skalowania wielowymiarowego). Szczegółowy algorytm postępowania przy wyborze optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zaprezentowano w artykule Walesiaka i Dudka (2017).

Ostatecznie w wyniku zastosowania optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego otrzymuje się macierz danych w przestrzeni dwuwymiarowej  $[v_{ij}]_{(2n+2) \times 2}$ , a na jej podstawie dokonuje się prezentacji graficznej oraz interpretacji wyników w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) i jednowymiarowej (rezultaty porządkowania liniowego). Na rysunku w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) punkty oznaczające wzorzec i antywzorzec łączy się linią prostą w oś zbioru. Od punktu wzorca wyznacza się izokwanty rozwoju (krzywe jednakowego rozwoju). Obiekty znajdujące się pomiędzy izokwantami prezentują zbliżony poziom rozwoju. Jednakowy poziom rozwoju mogą osiągnąć obiekty znajdujące się w różnych punktach na tej samej izokwancie rozwoju (z uwagi na inną konfigurację wartości zmiennych). Dzięki takiej prezentacji wyników wzbogaca się interpretację wyników porządkowania liniowego.

Następnie oblicza się wartości miary agregatywnej  $d_i$  zgodnie ze wzorem (Hellwig, 1981, s. 62):

$$d_i = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{ij} - v_{+j})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{+j} - v_{-j})^2}} \quad (1)$$

gdzie:

$\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{ij} - v_{+j})^2}$  – odległość Euklidesa obiektu  $i$ -tego od obiektu wzorca w dwuwymiarowej przestrzeni skalowania wielowymiarowego,

$\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{+j} - v_{-j})^2}$  – odległość Euklidesa obiektu wzorca od obiektu antywzorca w dwuwymiarowej przestrzeni skalowania wielowymiarowego.

Wartości miary agregatywnej  $d_i$  należą do przedziału  $[0, 1]$ . Im wyższa wartość  $d_i$ , tym lepsza sytuacja młodzieży na rynku pracy badanych obiektów. Obiekty badania porządkuje się według malejących wartości miary agregatywnej (1).

Do syntetycznej oceny zmian sytuacji młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. zastosowano miarę o postaci (Walesiak, 1993):

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

gdzie  $d_{it}$ ,  $d_{iq}$  to miary agregatowe (1) dla okresu odpowiednio  $t$  i  $q$ .

Miara  $W_{tq}^2$  przyjmuje wartość 0, gdy nie ma żadnych różnic w wartościach miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ . Pierwiastek kwadratowy z wyrażenia (2) informuje, jaki jest przeciętny rząd odchyień wartości porównywanych miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ .

Wielkość wyrażoną wzorem (2) można rozłożyć na sumę trzech składników:

$$W_{tq}^2 = W_1^2 + W_2^2 + W_3^2 \quad (3)$$

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

Dekompozycja wzoru (2) na trzy składniki została zaczerpnięta ze wzoru Theila na miernik rzędu dokładności prognozy typu *ex post* (Polasek, 2013, s. 6; Theil, 1961).

Miary cząstkowe  $W_1^2$ ,  $W_2^2$  i  $W_3^2$ , dane wzorami (4)–(6), informują o rzędzie odchyień będących rezultatem:

- różnicy między średnimi wartościami miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ :

$$W_1^2 = (\bar{d}_t - \bar{d}_q)^2 \quad (4)$$

- różnicy w dyspersji wartości miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ :

$$W_2^2 = (S_t - S_q)^2 \quad (5)$$

- niezgodności kierunku zmian wartości miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ :

$$W_3^2 = 2S_t S_q (1 - r) \quad (6)$$

gdzie:

$\bar{d}_t$  i  $\bar{d}_q$  – średnie arytmetyczne z wartości miar agregatowych odpowiednio  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ ,

$S_t$  i  $S_q$  – odchylenia standardowe z wartości miar agregatowych odpowiednio  $d_{it}$  i  $d_{iq}$ ,

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

## WYNIKI BADANIA

W badaniu wykorzystano dane statystyczne dotyczące sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w latach 2010 i 2018. Porównanie sytuacji młodzieży przeprowadzono z wykorzystaniem sześciu zmiennych metrycznych (mierzonych na skali ilorazowej):

- $x_1$  – udział ludności w wieku 15–24 lat w % ogółu ludności – stymulanta (tabl. 1),
- $x_2$  – wskaźnik przedwczesnego przerywania nauki i szkolenia w % populacji w wieku 18–24 lat – destymulanta (tabl. 2),
- $x_3$  – udział nieuczących się i niepracujących w wieku 15–24 lat w % – destymulanta (tabl. 2),
- $x_4$  – współczynnik aktywności ekonomicznej ludności w wieku 15–24 lat w % – stymulanta (tabl. 3),
- $x_5$  – wskaźnik zatrudnienia ludności w wieku 15–24 lat w % – stymulanta (tabl. 3),
- $x_6$  – stopa bezrobocia ludności w wieku 15–24 lat w % – destymulanta (tabl. 4).

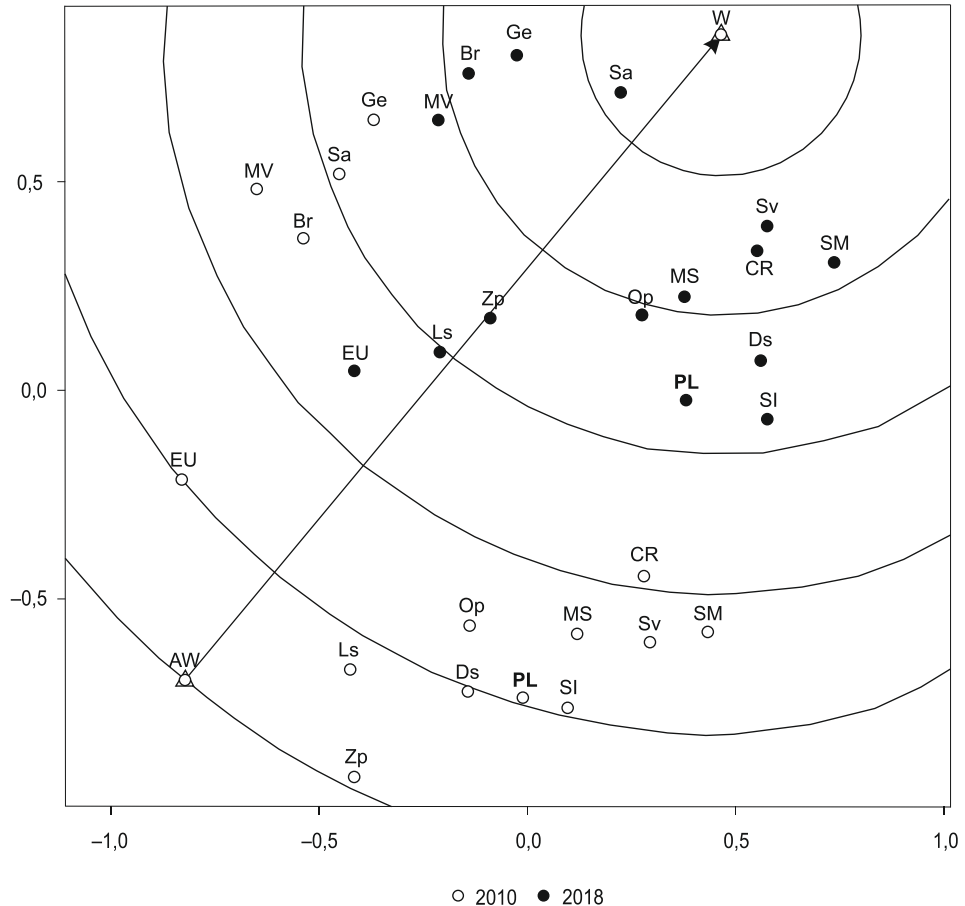
W celu poszerzenia bazy porównawczej wprowadzono dodatkowo cztery obiekty reprezentujące przeciętne wartości analizowanych zmiennych dla 28 krajów UE oraz dla Polski, Czech i Niemiec. Do zbioru 30 obiektów badania (dane dla 15 obiektów w latach 2010 i 2018) dodano wzorzec o współrzędnych  $W=(14,4; 3,6; 4,8; 63,3; 54,9; 5,1)$  i antywzorzec o współrzędnych  $AW=(7,4; 13,9; 13,5; 26,6; 19,7; 30,9)$ . Macierz danych objęła zatem 32 obiekty opisane sześcioma zmiennymi.

Uwzględnienie w analizie 10 metod normalizacji wartości zmiennych, pięciu miar odległości i czterech modeli skalowania daje 200 procedur skalowania wielowymiarowego. Do wyboru optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego zastosowano pakiet *mdsOpt* programu R. Wartości miary *STRESS-1* Kruskala dla 200 kombinacji procedur skalowania wielowymiarowego zawierały się w przedziale  $[0,079937; 0,213911]$ . Spośród procedur skalowania wielowymiarowego, dla których  $STRESS-1p \leq 0,146924$  (akceptowalna wartość miary dopasowania obliczona jako środek rozstępu), wybrano kombinację, dla której zachodzi  $\min_p \{HHL_p\} = 469,01$ . Jest to procedura obejmująca metodę normalizacji  $n9$  ( $z_{ij} = x_{ij}/\bar{x}_{.j}$ ), model skalowania (*interval*) oraz miarę odległości GDM1. Dla tej procedury skalowania wielowymiarowego  $STRESS-1 = 0,101314$ .

Wykres 2 jest graficzną prezentacją wyników skalowania wielowymiarowego 32 obiektów ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy<sup>6</sup>. Antywzorzec (*AW*) i wzorzec (*W*) połączono linią prostą, w wyniku czego otrzymano oś zbioru. Poprzez podział osi zbioru na sześć równych części wyznaczono ilustracyjnie sześć izokwant rozwoju.

<sup>6</sup> Dokonano obrotu układu współrzędnych o kąt  $\phi = \frac{2}{5}\pi$ .

**WYKR. 2. WYNIKI SKALOWANIA WIELOWYMIAROWEGO 32 OBIEKTÓW  
(regionów przygranicznych Polski, Czech i Niemiec oraz UE i badanych krajów)  
ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY**



U w a g a. EU – UE-28, CR – Czechy, MS – region morawsko-śląski, Sv – region północno-wschodni, SM – Środkowe Morawy, Ge – Niemcy, Br – Brandenburgia, MV – Meklemburgia-Pomorze Przednie, Sa – Saksonia, PL – Polska, Ds – dolnośląskie, Ls – lubuskie, Op – opolskie, SI – śląskie, Zp – zachodniopomorskie, W – wzorzec, AW – antywzorzec.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Następnie obliczono wartości miary agregatowej (1). Uporządkowanie 30 obiektów ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy według malejących dla 2018 r. wartości miary (1) prezentuje tabl. 5. W obliczeniach zastosowano pakiet *clusterSim*<sup>7</sup> programu R<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> <http://CRAN.R-project.org/package=clusterSim>.

<sup>8</sup> <http://www.R-project.org>.

Przeciętna sytuacja młodzieży na rynku pracy poprawiła się we wszystkich badanych regionach przygranicznych oraz w UE. Analiza wartości miary agregatywnej  $d_i$  dla lat 2010 i 2018 pokazuje, że najlepszą sytuacją młodzieży charakteryzowały się w 2010 r. przygraniczne regiony Niemiec. Do 2018 r. wyraźnie poprawiła się sytuacja w regionach czeskich. W 2018 r. regiony te (zwłaszcza północno-wschodni) zajmują, wraz z niemieckimi landami, wysoką pozycję. Natomiast badane województwa w dalszym ciągu mają niższą pozycję. Największa poprawa nastąpiła w woj. zachodniopomorskim oraz w czeskim regionie północno-wschodnim.

**TABL. 5. UPORZĄDKOWANIE REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC ORAZ UE I BADANYCH KRAJÓW ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY (wartości miary  $d_i$ )**

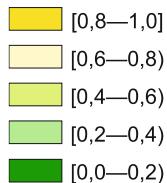
Wyszczególnienie (symbol)	2018		2010		Przyrost	
	$d_{i,2018}$	ranga	$d_{i,2010}$	ranga	$\Delta d_i$	przyrost rangi
Saksonia (Sa) .....	0,8622	1	0,5137	2	0,3484	1
Region północno-wschodni (Sv) .....	0,7659	2	0,2716	7	0,4942	5
Niemcy (Ge) .....	0,7549	3	0,5737	1	0,1811	-2
Czechy (CR) .....	0,7393	4	0,3502	5	0,3890	1
Środkowe Morawy (SM) .....	0,6966	5	0,2906	6	0,4060	1
Brandenburgia (Br) .....	0,6951	6	0,4452	3	0,2499	-3
Region morawsko-śląski (MS) ...	0,6851	7	0,2667	8	0,4184	1
Opolskie (Op) .....	0,6524	8	0,2350	9	0,4174	1
Meklemburgia-Pomorze Przednie (MV) .....	0,6469	9	0,4162	4	0,2307	-5
Dolnośląskie (Ds) .....	0,6097	10	0,1614	13	0,4483	3
Zachodniopomorskie (Zp) .....	0,5654	11	0,0147	15	0,5507	4
Polska (PL) .....	0,5632	12	0,1762	11	0,3870	-1
Śląskie (Sl) .....	0,5381	13	0,1776	10	0,3605	-3
Lubuskie (Ls) .....	0,4943	14	0,1240	14	0,3703	0
UE-28 (EU) .....	0,4070	15	0,1677	12	0,2393	-3
Średnia .....	0,6451		0,2790		0,3661	
Odchylenie standardowe .....	0,1139		0,1498		-0,0359	

Źródło: jak przy wykr. 1.

W polskich regionach przygranicznych korzystną sytuację na rynku pracy w 2018 r. miała młodzież zamieszkująca województwa opolskie i dolnośląskie, lokując się na zbliżonej izokwancie rozwoju do landu Meklemburgia-Pomorze Przednie. Spośród badanych regionów najbliższej poziomu określonego jako antywzorzec w 2018 r. znalazło się woj. lubuskie, a jeszcze bliżej znalazła się UE-28.

**KLASY REGIONÓW PRZYGRANICZNYCH POLSKI, CZECH I NIEMIEC ZE WZGLĘDU  
NA SYTUACJĘ MŁODZIEŻY NA RYNKU PRACY WYZNACZONE NA PODSTAWIE WARTOŚCI MIAR  
 $d_{i2010}$  i  $d_{i2018}$**

2010



2018





Charakterystyczne jest to, że przygraniczne regiony Niemiec znajdują się po przeciwnej stronie osi zbioru niż regiony Polski i Czech (zob. wykr. 2). Wynika to z tego, że ten sam poziom rozwoju mogą osiągnąć obiekty (regiony, kraje, UE-28) znajdujące się w różnych punktach na tej samej izokwancie rozwoju, z uwagi na inną konfigurację wartości zmiennych. Ogólnie rzecz ujmując, badane regiony Niemiec charakteryzuje relatywnie niższy udział młodzieży w ogólnej liczebności społeczności regionalnych, wyższy udział młodzieży przedwcześnie przerywającej naukę i szkolenia, a nadto wyższa aktywność ekonomiczna młodzieży i wskaźniki jej zatrudnienia, a co za tym idzie – niższa stopa bezrobocia. W analizowanych regionach Polski i Czech ujawnia się zaś wyższy udział młodzieży w ogólnej populacji, niższe natężenie zjawiska przedwczesnego kończenia edukacji oraz niższa aktywność ekonomiczna osób w wieku 15–24 lat i mniejsza możliwość jej zatrudnienia, wyrażona nie tylko mniejszymi wartościami wskaźnika zatrudnienia, lecz także wyższą stopą bezrobocia, zwłaszcza w regionach polskich.

Graficznie sytuację młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010 i 2018 ilustruje mapa.

Do syntetycznej oceny zmiany sytuacji młodzieży na rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. posłużono się dekompozycją Theila; zastosowano skrypt programu R (tabl. 6).

**TABL. 6. WYNIKI DEKOMPOZYCJI THEILA DLA MIARY (2)**

Wyszczególnienie	$g = 2010$	$t = 2018$
Średnia z wartości miary agregatywnej .....	0,2790	0,6451
Odchylenie standardowe z wartości miary agregatywnej .....	0,1498	0,1139
Współczynnik korelacji Pearsona między wartościami miary agregatywnej .....	0,7494	
Wartość miary: $W$ .....	0,3793	
$W^2$ .....	0,1439 (100,00%)	
Wartość miary cząstkowej Theila: $W_1^2$ .....	0,1340 (93,16%)	
$W_2^2$ .....	0,0013 (0,90%)	
$W_3^2$ .....	0,0086 (5,94%)	

Źródło: jak przy wykr. 1.

Przeciętny rząd odchyłeń wartości porównywanych miar agregatowych  $d_i$  z lat 2010 i 2018 (miara  $W$ ) wyniósł 0,3793. Wynikało to głównie z dość dużego wzrostu średniej wartości miary agregatywnej  $d_i$  (polepszenie sytuacji młodzieży na rynku pracy) z porównywanych okresów ( $W_1^2 = 0,1340$ ). Nastąpił spadek zróżnicowania wartości miary agregatywnej  $d_i$ , świadczący o zmniejszeniu się dysproporcji między badanymi regionami ze względu na sytuację młodzieży na

rynku pracy ( $W_2^2 = 0,0013$  dla  $S_q = 0,1498$  i  $S_t = 0,1139$ ). Ponadto zaobserwowano relatywnie wysoką zgodność kierunku zmian wartości miary agregatywnej  $d_i$  ( $W_3^2 = 0,0086$ ,  $r = 0,7494$ ).

## PODSUMOWANIE

W badaniu zastosowano metodę postępowania pozwalającą na ocenę zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynku pracy w badanych regionach. Przyjęto podejście hybrydowe, łączące wyniki skalowania wielowymiarowego z porządkowaniem liniowym. Dokonano oceny zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży w wieku 15–24 lat na rynku pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec w 2018 r. w stosunku do 2010 r. z wykorzystaniem indeksu Theila. W obliczeniach zastosowano własne skrypty przygotowane w środowisku R.

Wykazano, że w badanych regionach w 2018 r. w stosunku do 2010 r. nastąpiła poprawa sytuacji młodzieży na rynku pracy oraz zmniejszył się stopień dysproporcji między regionami. Analiza wartości miary agregatywnej  $d_i$  pokazała, że w rozpatrywanym okresie sytuacja młodzieży na rynku pracy wyraźnie polepszyła się w regionach czeskich (zwłaszcza w północno-wschodnim) oraz w województwach zachodniopomorskim, dolnośląskim i opolskim. Poprawa w regionach niemieckich była relatywnie mniejsza, gdyż już w 2010 r. sytuacja młodzieży na rynku pracy tych regionów była najlepsza.

Niepokojący jest wysoki, choć malejący w badanym okresie odsetek młodzieży nieuczącej się i niepracującej (NEET), a także przedwcześnie przerywającej naukę. W większości badanych regionów przygranicznych niskie są aktywność ekonomiczna i wskaźnik zatrudnienia, a wysoka jest stopa bezrobocia młodzieży. Problemy te należy wiązać nie tylko z niedostosowaniem kierunków kształcenia zawodowego do potrzeb rynkowych, lecz także z rozmiarami i dziedzinowym zróżnicowaniem ofert pracy dla młodzieży.

Kierunki dalszego rozwoju rynku pracy przygranicznych regionów Polski, Czech i Niemiec powinny być spójne z priorytetami i celami określonymi w strategii Europa 2020, a zwłaszcza w jej flagowej inicjatywie *Młodzież w drodze* (Chung, Bekker i Houwing, 2012, s. 312 i 313), oraz z rozwojem sprzyjającym włączeniu społecznemu młodzieży, co oznacza m.in. (Obrębalski, 2014, s. 28):

- podniesienie stopy zatrudnienia, czyli więcej lepszych miejsc pracy, zwłaszcza dla młodych ludzi;
- pomoc młodym ludziom w przewidywaniu zmian na rynku pracy i radzeniu sobie z nimi dzięki ustawicznemu kształceniu oraz przedsięwzięciom ukierunkowanym na podnoszenie kwalifikacji i szkolenia;
- modernizację rynku pracy.

Ogólnie rzecz ujmując, niezwykle ważne są wszelkie działania wspierające aktywizację zawodową młodzieży. W sferze edukacji – w tym w kształceniu

i doskonaleniu zawodowym – należy to rozumieć jako optymalne dostosowanie systemu edukacji do rozmiarów i struktury zapotrzebowania na siłę roboczą zgłaszanego przez rynek pracy na szczeblu lokalnym i regionalnym. Wymaga to zatem doskonalenia, wzrostu atrakcyjności i orientacji rynkowej wszystkich szczebli kształcenia i szkolenia. Niezbędne jest także lepsze przygotowanie młodych ludzi do startu na rynku pracy m.in. poprzez kształcenie zawodowe i szkolnictwo wyższe oraz kształcenie ustawiczne.

### BIBLIOGRAFIA

- Borg, I., Groenen, P. J. F. (2005). *Modern Multidimensional Scaling: Theory and Applications: Second Edition*. New York: Springer.
- Borys, T. (1984). *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*. Wrocław: Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej.
- Chung, H., Bekker, S., Houwing, H. (2012). Young People and the Post-recession Labour Market in the Context of Europe 2020. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 18(3), 301–317. DOI: 10.1177/1024258912448590.
- Demidova, O., Marelli, E., Signorelli, M. (2015). Youth Labour Market Performances in the Russian and Italian Regions. *Economic Systems*, 39(1), 43–58. DOI: 10.1016/j.ecosys.2014.06.003.
- Eurofund. (2016). *Exploring the diversity of NEETs*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Fondeville, N., Ward, T. (2014). *Scarring effects of the crisis: Research note 06/2014*. Brussels: European Commission.
- Green, A. E., Owen, D., Wilson, R. (2001). Regional Differences in Labour Market Participation of Young People in the European Union. *European Urban and Regional Studies*, 8(4), 297–318. DOI: 10.1177/096977640100800402.
- Hellwig, Z. (1972). Procedure of Evaluating High-Level Manpower Data and Typology of Countries by Means of the Taxonomic Method. W: Z. Gostkowski (red.), *Towards a System of Human Resources Indicators for Less Developed Countries* (s. 115–134). Wrocław: Ossolineum, The Polish Academy of Sciences Press.
- Hellwig, Z. (1981). Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych. W: W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną* (s. 46–68). Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Jajuga, K., Walesiak, M., Bąk, A. (2003). On the General Distance Measure. W: M. Schwaiger, O. Opitz (red.), *Exploratory Data Analysis in Empirical Research* (s. 104–109). Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag. DOI: 10.1007/978-3-642-55721-7\_12.
- Obrębalski, M. (2014). The development of Lower Silesia–Northern Bohemia–Saxony border region in the light of EUROPE 2020 Strategy. W: P. Hlavaček, P. Olšova (red.), *Regional Economy and Policy: Territories and Cities* (s. 20–31). Ústí nad Labem: Jan Evangelista Purkyně University.
- Perugini, C., Signorelli, M. (2010). Youth Labour Market Performance in European Regions. *Economic Change and Restructuring*, 43(2), 151–185. DOI: 10.1007/s10644-009-9082-8.
- Polasek, W. (2013). *Forecast Evaluations for Multiple Time Series: a Generalized Theil Decomposition* (RCEA Working Paper No. 23\_13). Pobrane z: [http://www.rcea.org/RePEc/pdf/wp23\\_13.pdf](http://www.rcea.org/RePEc/pdf/wp23_13.pdf).

- Rollnik-Sadowska, E. (2016). Young People in the European Union Labour Market. *Latgale National Economy Research. Journal of Social Sciences*, 1(8), 80–92. DOI: 10.17770/lner2016vol1.8.1482.
- Rybicka, K. (2014). Sytuacja młodzieży na polskim rynku pracy. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, 2(37), 105–116.
- Theil, H. (1961). *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Walesiak, M. (1993). Zagadnienie oceny podobieństwa zbioru obiektów w czasie w syntetycznych badaniach porównawczych. *Przegląd Statystyczny*, 40(1), 95–102.
- Walesiak, M. (2016). Visualization of Linear Ordering Results for Metric Data with the Application of Multidimensional Scaling. *Ekonometria*, 2(52), 9–21. DOI: 10.15611/ekt.2016.2.01.
- Walesiak, M. (2018). The choice of normalization method and rankings of the set of objects based on composite indicator values. *Statistics in Transition new series*, 19(4), 693–710. DOI:10.21307/stattrans-2018-036.
- Walesiak, M., Dudek, A. (2017). Selecting the optimal multidimensional scaling procedure for metric data with R environment. *Statistics in Transition new series*, 18(3), 521–540. DOI: 10.21307/stattrans-2016-084.