



Wydział Ekonomii, Zarządzania i Turystyki

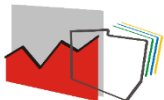
58-500 Jelenia Góra, ul. Nowowiejska 3

Uniwersytet  
Ekonomiczny  
we Wrocławiu

**Marek Obrębalski**

**Marek Walesiak**

**Młodzież na rynkach pracy  
przygranicznych regionów Polski,  
Niemiec i Czech  
w świetle badań statystycznych**



*Rozwój gospodarczy i przestrzenny Polski a realizacja polityki spójności  
Katowice, 25-26.05.2017 r.*



Uniwersytet  
Ekonomiczny  
w Katowicach



# Plan prezentacji

1. Cel prezentacji
2. Tendencje rozwoju ludnościowego i gospodarczego przygranicznych regionów
3. Młodzież na badanych rynkach pracy
4. Metodyka badawcza
5. Wyniki badania empirycznego:
  - 5a. Obiekty i zmienne zastosowane w badaniu
  - 5b. Decyzje podjęte w metodyce badawczej
  - 5c. Interpretacja wyników
6. Podsumowanie

# 1. Cel prezentacji

- zaproponowano metodykę postępowania, która pozwala na ocenę sytuacji młodzieży na rynkach pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010-2015
- do rozwiązania postawionego problemu badawczego zastosowano skalowanie wielowymiarowe w powiązaniu z porządkowaniem liniowym oraz miarę Theila
- zgodnie z przyjętą metodyką badawczą dokonano oceny zmian oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynkach pracy przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010-2015

## 2. Tendencje rozwoju ludnościowego i gospodarczego przygranicznych regionów

- ✓ w analizowanym okresie widoczne są tendencje depopulacji badanych przygranicznych regionów; relatywnie największy spadek zaludnienia dotyczy regionów niemieckich
- ✓ niepokoi tendencja zmniejszania się liczebności i udziału młodzieży w wieku 15-24 we wszystkich przygranicznych regionach Polski, Czech i Niemiec, co oznacza postępujące starzenie się regionalnych społeczności; udział młodzieży w tym wieku w 2015 roku wynosił od 12% w województwie lubuskim do 7,25% w niemieckiej Brandenburgii

- ✓ poziom PKB per capita w badanych przygranicznych regionach jest wyraźnie zróżnicowany (relatywnie najwyższy w regionach niemieckich, w tym w Saksonii – 93% średniej UE28, a najniższy w województwie opolskim – jedynie 55%); pod względem jednak dynamiki zmian w tym zakresie w latach 2010-2015 wyróżnia się region Střední Morava (wzrost o 9 pkt %) i region dolnośląski (wzrost o 6 pkt %)
- ✓ istotne zróżnicowanie dotyczy ponadto sektorowej struktury pracujących w poszczególnych regionach; przygraniczne regiony czeskie i województwo śląskie wyróżniają się relatywnie większą rolą funkcji przemysłowej, a województwo opolskie największą (z badanych regionów) rolą funkcji rolniczej; we wszystkich regionach ujawnia się jednak istotne znaczenie zróżnicowanej dziedzinowo działalności usługowej

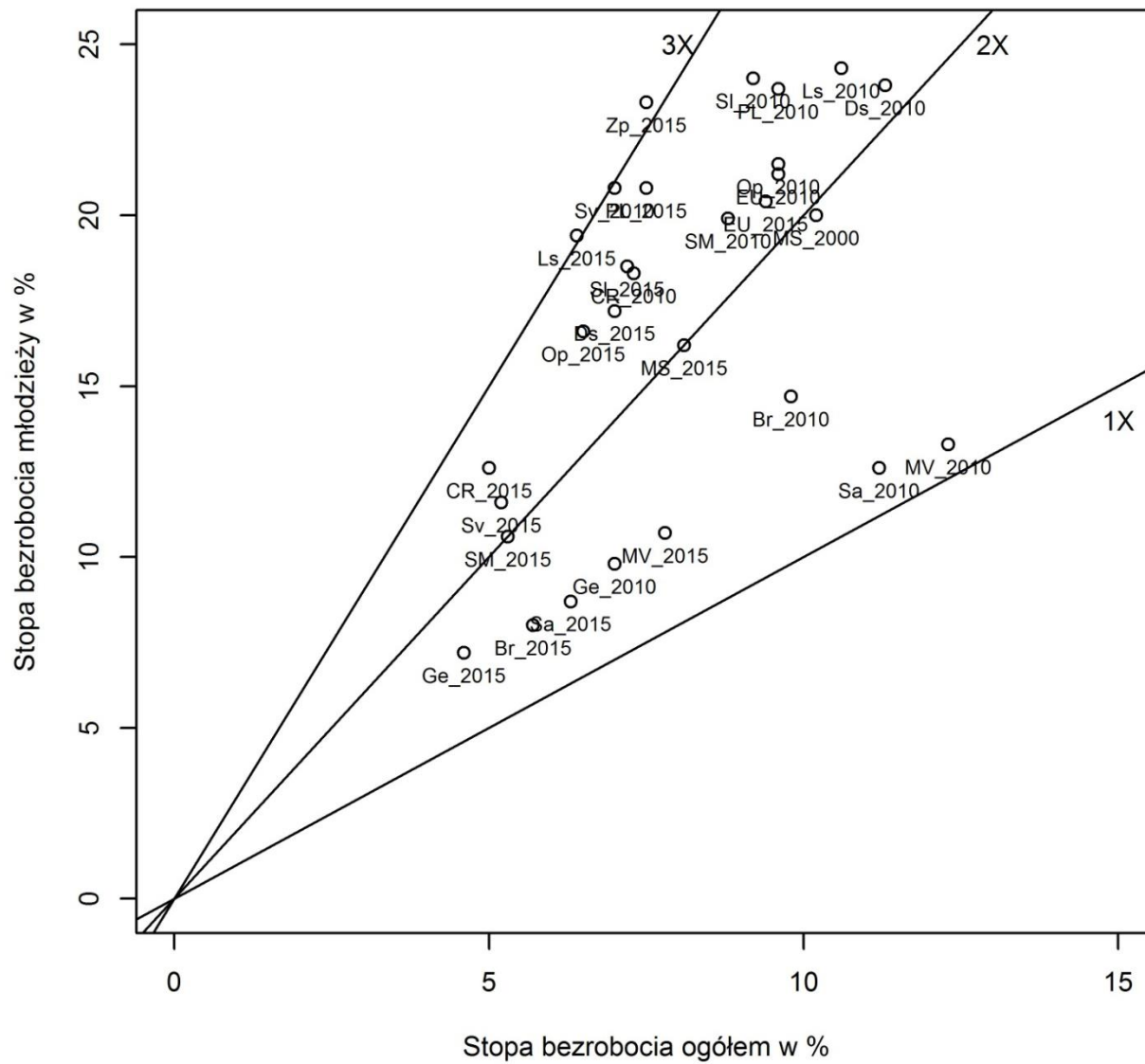
### 3. Młodzież na badanych rynkach pracy

- ✓ przedwczesne przerywanie nauki i szkoleń w niemal wszystkich badanych przygranicznych regionach (poza lubuskim i opolskim) w latach 2010-2015 wykazuje rosnącą tendencję; w 2015 roku w województwie śląskim jedynie 5,3% osób w wieku 18-24 lat nie kończyło nauki i szkoleń; nieco wyższy poziom dotyczy czeskich regionów Severovýchod i Střední Morava (5,9% i 6,0%); najmniej korzystnie w tym zakresie prezentują się niemieckie landy: Brandenburgia i Meklemburgia-Pomorze Przednie (odpowiednio: 11,9% i 11,1%)

- ✓ udział młodzieży nieuczącej się i niepracującej (NEETs) wykazuje tendencję malejącą w niemal wszystkich przygranicznych regionach (poza zachodniopomorskim); w 2015 roku w Saksonii jedynie 6,1% młodzieży w wieku 15-24 lat ani nie kształciła się, ani nie pracowała, podczas gdy w województwie zachodniopomorskim odsetek ten wynosił 14,4%, a unijna średnia – 12,0%
- ✓ aktywność ekonomiczna młodzieży w analizowanych niemieckich przygranicznych landach (w tym w Saksonii – 47%) jest relatywnie wyższa aniżeli w sąsiednich regionach czeskich i polskich (w opolskim jedynie 27,6%)
- ✓ podobne zróżnicowanie w latach 2010-2015 wykazują również wskaźniki zatrudnienia młodzieży; ich poziom mieści się w granicach od 42,9% w Saksonii do 22,9% w województwach lubuskim i zachodniopomorskim

- ✓ relatywnie wysoka jest stopa bezrobocia młodzieży w wieku do 25 lat; we wszystkich badanych regionach ujawnia się tendencja spadkowa wysokości stopy bezrobocia młodzieży; jej poziom w 28 krajach UE w 2015 roku wynosił niewiele ponad 20%, a w przygranicznych regionach od 8,0% w Brandenburgii do 23,3% w zachodniopomorskim
- ✓ porównanie poziomów stopy bezrobocia ludności w wieku do 25 lat oraz ogólnej stopy bezrobocia ukazuje natomiast wyraźnie niekorzystną sytuację młodzieży; największa różnica na niekorzyść młodzieży – ponad trzykrotna – charakteryzuje województwa zachodniopomorskie i lubuskie; w czeskich regionach oraz województwach: śląskim, opolskim i dolnośląskim stopa bezrobocia młodych stanowi także wysoką krotność (ok. 2-2,5) stopy bezrobocia ogółem; najmniejsza dysproporcja w tym zakresie dotyczy niemieckich landów





## 4. Metodyka badawcza

Do oceny zmian oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynkach pracy przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010-2015 zastosowano skalowanie wielowymiarowe w powiązaniu z porządkowaniem liniowym oraz miernik Theila.

Procedura badawcza pozwalająca na wizualizację wyników porządkowania liniowego zbioru obiektów obejmuje następujące kroki:

1. Wybór zjawiska złożonego, które nie podlega pomiarowi bezpośredniemu (sytuacja młodzieży na rynkach pracy).
2. Ustalenie zbioru obiektów oraz zbioru zmiennych merytorycznie związanych z badanym zjawiskiem złożonym. Wśród zmiennych wyróżnia się stymulanty, destymulanty i nominanty.

3. Z uwagi na to, że dane dotyczą dwóch okresów  $t$  oraz  $q$  ( $t > q$ ) w procedurze należy:

- zamienić nominanty na stymulanty,
- ustalić wspólny wzorzec i antywzorzec rozwoju na podstawie macierzy danych  $[x_{ij}]$  obejmującej dane z okresów  $t$  (macierz  $[x_{ij}^t]$ ) i  $q$  (macierz  $[x_{ij}^q]$ ). Zatem macierz  $[x_{ij}]$  ma wymiary  $(2n+2) \times m$ , gdzie  $i = 1, \dots, n$  oznacza numer obiektu, a  $j = 1, \dots, m$  oznacza numer zmiennej,
- przeprowadzić normalizację wartości zmiennych dla wspólnej macierzy danych z okresów  $t$  i  $q$ , tj. dla macierzy  $[x_{ij}]$ .

4. Oblicza się odległości między obiektami i zestawia w macierz odległości  $[\delta_{ik}]$ . Można zastosować tutaj m.in. takie miary odległości z wagami jednakowymi lub zróżnicowanymi, jak: miejska, Euklidesa, Czebyszewa, kwadrat Euklidesa, GDM1 (zob. Walesiak, 2016, s. 27, 43).

Przeprowadza się skalowanie wielowymiarowe:  $f : \delta_{ik} \rightarrow d_{ik}$ . Skalowanie wielowymiarowe jest metodą reprezentacji macierzy odległości między obiektami w przestrzeni  $m$ -wymiarowej  $[\delta_{ik}]$  w macierz odległości między obiektami w przestrzeni dwuwymiarowej  $[d_{ik}]$  w celu graficznej prezentacji (wizualizacji) i interpretacji relacji zachodzących między badanymi obiektami.

Odwzorowanie  $f$  określa typ modelu skalowania wielowymiarowego (MDS). Dla danych metrycznych w szczególności:

$$- f(\delta_{ik}) = b \cdot \delta_{ik} = d_{ik} - f \text{ oznacza ratio MDS,} \quad (1)$$

$$- f(\delta_{ik}) = a + b \cdot \delta_{ik} = d_{ik} - f \text{ oznacza interval MDS,} \quad (2)$$

$$- f(\delta_{ik}) = a + b \cdot \delta_{ik} + c \cdot \delta_{ik}^2 = d_{ik} - f \text{ oznacza spline MDS.} \quad (3)$$

W praktyce  $f(\delta_{ik})$  w przybliżeniu równa się  $d_{ik}$ , zatem  $f(\delta_{ik}) \approx d_{ik}$ . W skalowaniu wielowymiarowym  $f(\delta_{ik}) = \hat{d}_{ik}$  ( $\hat{d}_{ik}$  określa się w języku angielskim sformułowaniami: d-hats, disparities, pseudo distances – zob. Borg, Groenen, 2005, s. 199).

W referacie zastosowano rozwiązanie pozwalające na wybór optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego, ze względu na zastosowane metody normalizacji wartości zmiennych (10 metod normalizacji), miary odległości (5) i modele skalowania (4), zgodnie z procedurą przedstawioną w pracy (Walesiak, Dudek, 2017).

Procedura dostępna w pakiecie `mdsOpt` (Walesiak, Dudek, 2017) programu R wykorzystuje funkcję `smacofSym` pakietu `smacof` (Mair i inni, 2016).

Ostatecznie w wyniku zastosowania optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego otrzymuje się macierz danych w przestrzeni dwuwymiarowej  $[v_{ij}]_{(2n+2) \times 2}$ .

5. Prezentacja graficzna oraz interpretacja wyników w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) oraz jednowymiarowej (rezultaty porządkowania liniowego):

– na rysunku w przestrzeni dwuwymiarowej (wyniki skalowania wielowymiarowego) łączy się linią prostą punkty oznaczające wzorzec i antywzorzec w tzw. oś zbioru. Wyznacza się od punktu wzorca izokwanty rozwoju (krzywe jednakowego rozwoju). Obiekty znajdujące się pomiędzy izokwantami prezentują zbliżony poziom rozwoju.

– oblicza się wartości miary agregatowej  $d_i$  zgodnie ze wzorem (por. Hellwig, 1981, s. 62):

$$d_i = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{ij} - v_{+j})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^2 (v_{+j} - v_{-j})^2}}, \quad d_i \in [0; 1]. \quad (4)$$

Im wyższa jest wartość  $d_i$ , tym lepsza jest sytuacja młodzieży na rynkach pracy badanych obiektów. Porządkuje się obiekty badania według malejących wartości miary agregatowej (4).

Dla porównania wartości miar agregatowych z lat 2010 ( $d_{iq}$ ) 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 w wyniku dekompozycji rząd odchyłeń będący rezultatem:

1) różnicy między średnimi wartościami miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$

$$W_1^2 = (\bar{d}_{\cdot t} - \bar{d}_{\cdot q})^2$$

2) różnicy w dyspersji wartości miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$

$$W_2^2 = (S_t - S_q)^2$$

3) niezgodności kierunku zmian wartości miar agregatowych  $d_{it}$  i  $d_{iq}$

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

## **5. Wyniki badania empirycznego**

### **5a. Obiekty i zmienne zastosowane w badaniu**

W badaniu empirycznym wykorzystano dane statystyczne dotyczące sytuacji młodzieży na rynkach pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010-2015.

W celu poszerzenia bazy porównawczej wprowadzono dodatkowo 4 obiekty reprezentujące przeciętne wartości analizowanych zmiennych dla 28 krajów Unii Europejskiej, Niemiec, Czech i Polski.

Do zbioru 30 obiektów badania (dane dla 15 obiektów w latach 2010 i 2015) dodano wzorzec i antywzorzec. Wzorzec (górny biegun) obejmuje najkorzystniejsze wartości zmiennych, antywzorzec (dolny biegun) zaś najmniej korzystne wartości zmiennych preferencyjnych.

Macierz danych obejmuje zatem 32 obiekty opisanych 6 zmiennymi.



Porównanie sytuacji młodzieży na rynkach pracy badanych 32 obiektów przeprowadzono z wykorzystaniem 6 zmiennych metrycznych (mierzonych na skali ilorazowej):

x1 – udział ludności w wieku 15-24 lat (w % ogółu ludności) – stymulanta,

x2 – wskaźnik przedwczesnego przerywania nauki i szkolenia (w % populacji w wieku 18-24 lat) – destymulanta,

x3 – udział niepracujących i nieuczących się w wieku 15-24 lat (w %) – destymulanta,

x4 – współczynnik aktywności ekonomicznej ludności w wieku 15-24 lat (w %) – stymulanta,

x5 – wskaźnik zatrudnienia ludności w wieku 15-24 lat (w %) – stymulanta,

x6 – stopa bezrobocia ludności w wieku 15-24 lat (w %) – destymulanta.

## 5b. Decyzje podjęte w metodyce badawczej

Zgodnie z metodyką badawczą dla macierzy danych  $[x_{ij}]$  obejmującej macierze danych z lat 2015 i 2010:

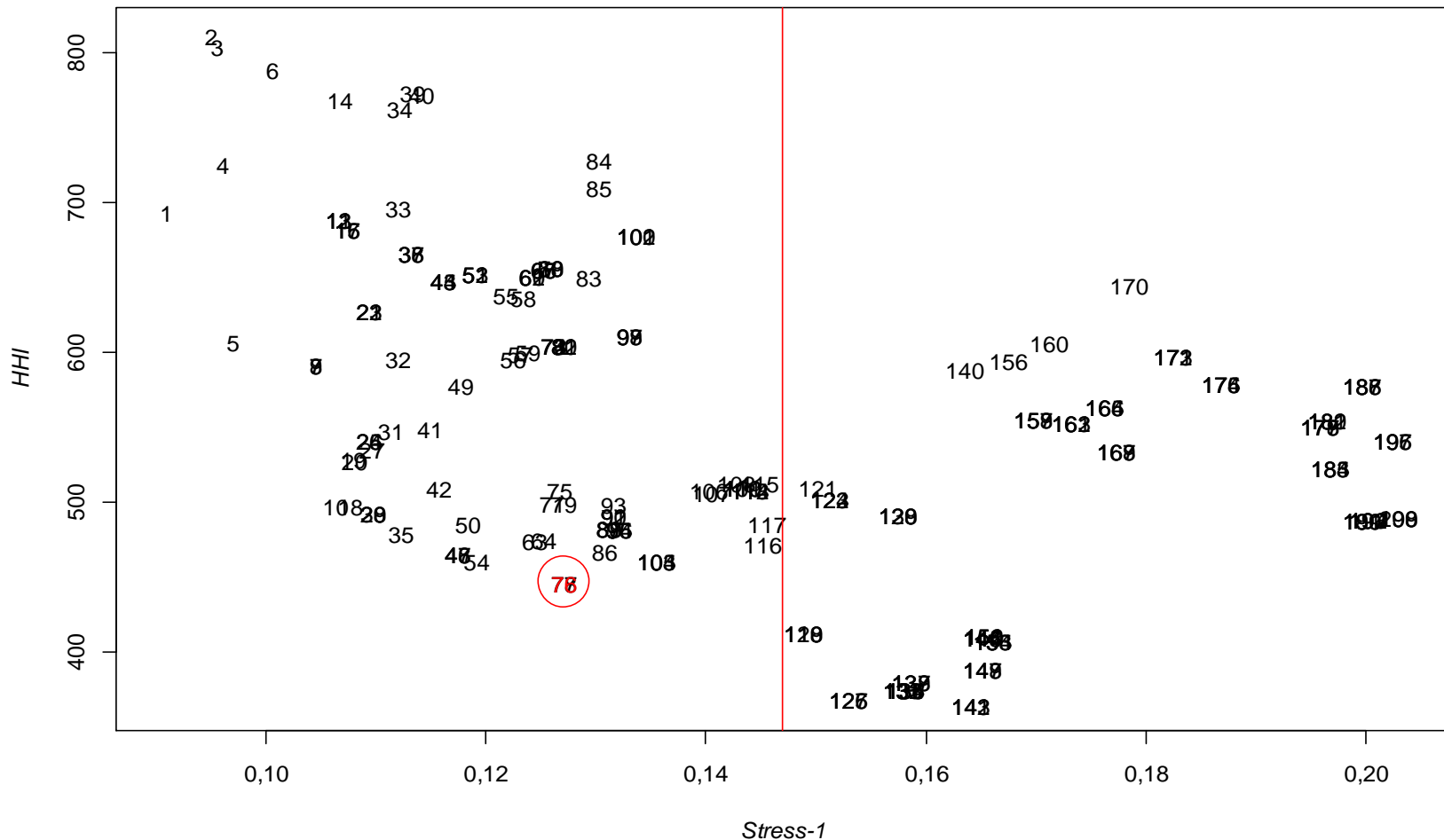
a) wyodrębniono w zbiorze zmiennych stymulanty i destymulanty,

b) ustalono wspólny wzorzec i antywzorzec rozwoju na podstawie macierzy  $[x_{ij}]$ ,

c) zastosowano pakiet `mdsOpt` programu R pozwalający na wybór optymalnej procedury skalowania wielowymiarowego.

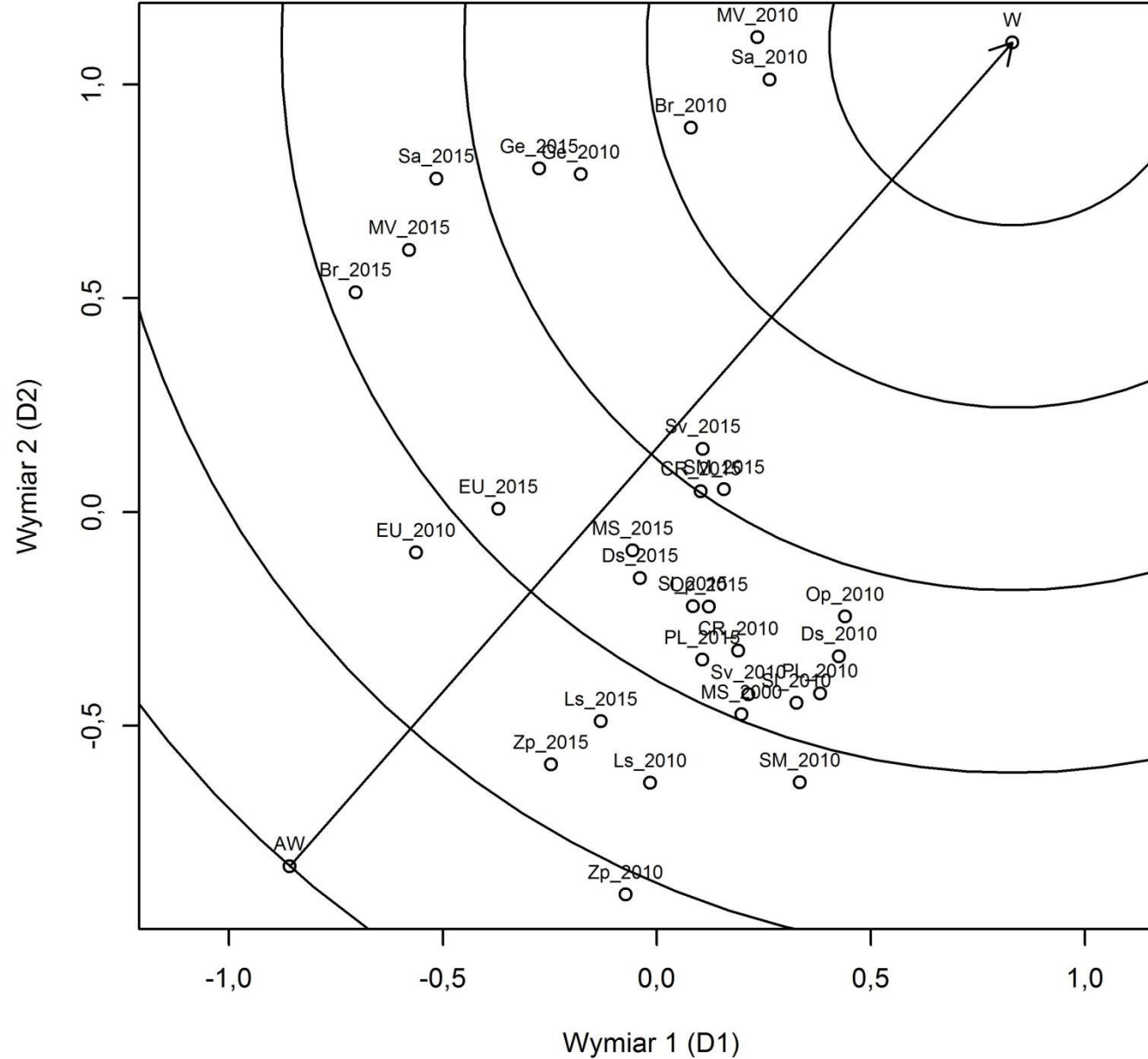
W wyborze optymalnej procedury skalowania uwzględniono 10 metod normalizacji (n1, n2, n3, n5, n5a, n8, n9, n9a, n11, n12a), 5 miar odległości (miejska, Euklidesa, kwadrat Euklidesa, Czebyszewa, GDM1) oraz 4 modele skalowania (przekształcenie ilorazowe, przekształcenia interwałowe, wielomian 2 i 3 stopnia).

10 metod normalizacji, 5 miar odległości i 4 modele skalowania dają 200 procedur skalowania wielowymiarowego.



Spośród akceptowalnych procedur skalowania wielowymiarowego (dla których  $Stress - 1_p \leq \text{środek rozstępu} (Stress - 1)$ ) wybrano tę, dla której zachodzi  $\min\{HHI_p\}$ . Jest to procedura 76: metoda normalizacji n2 (normalizacja pozycyjna), model skalowania (ratio), miara odległości (manhattan).

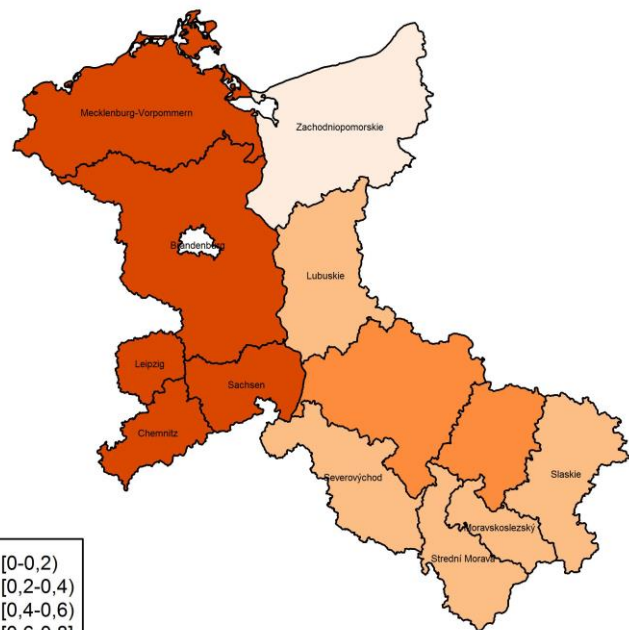
# 5c. Interpretacja wyników – skalowanie wielowymiarowe



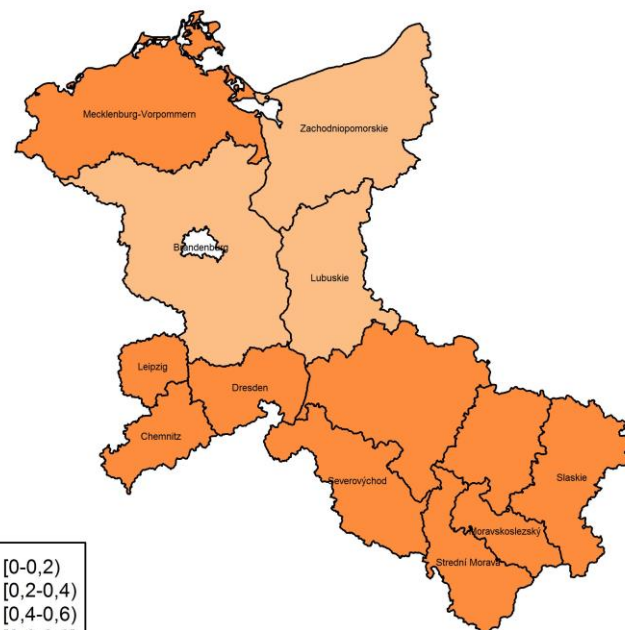
## 5c. Interpretacja wyników – porządkowanie liniowe

Lp.	Jednostka terytorialna	Symbol	$d_{i2015}$	Ranga	$d_{i2010}$	Ranga	Przyrost
1	Niemcy	Ge	0,5535	1	0,5887	4	-0,0352
2	Severovýchod (region północno-wschodni)	Sv	0,5339	2	0,3582	10	0,1758
3	Střední Morava (region Środkowe Morawy)	SM	0,5145	3	0,2973	12	0,2172
4	Republika Czeska	CR	0,5016	4	0,3910	7	0,1106
5	Sachsen (Saksonia)	Sa	0,4602	5	0,7762	1	-0,3160
6	Moravskoslezsko (region morawsko-śląski)	MS	0,4212	6	0,3388	11	0,0824
7	Mecklenburg-Vorpommern (Meklemburgia-Pomorze Przednie)	MV	0,4183	7	0,7677	2	-0,3494
8	Opolskie	Op	0,4152	8	0,4543	5	-0,0391
9	Śląskie	Sl	0,4089	9	0,3658	9	0,0431
10	Dolnośląskie	Ds	0,4048	10	0,4179	6	-0,0131
11	Polska	PL	0,3696	11	0,3805	8	-0,0108
12	Unia Europejska (UE28)	EU	0,3669	12	0,2842	13	0,0827
13	Brandenburg (Brandenburgia)	Br	0,3592	13	0,6969	3	-0,3377
14	Lubuskie	Ls	0,2755	14	0,2476	14	0,0279
15	Zachodniopomorskie	Zp	0,2180	15	0,1458	15	0,0721
	Parametry		2015		2010		przyrost
	Średnia		0,4148		0,4341		-0,0193
	Odchylenie standardowe		0,0890		0,1835		-0,0946

## 5c. Interpretacja wyników – klasy regionów



2010



2015

Klasy regionów przygranicznych Polski, Niemiec i Czech ze względu na sytuację młodzieży na rynku pracy w latach 2010 i 2015 wyznaczone na podstawie wartości miar  $d_{i2010}$  i  $d_{i2015}$

## 5c. Interpretacja wyników – miara Theila

Tabela. Wyniki dekompozycji miernika Theila

Wyszczególnienie	$q = 2010$	$t = 2015$
Średnie z wartości miary agregatowej	0,4340554	0,4147561
Odchylenia standardowe z wartości miary agregatowej	0,1835317	0,08896127
Współczynnik korelacji Pearsona między wartościami miary agregatowej	0,3649104	
Wartość miernika $W$ Theila	0,1733623	
Wartość miernika $W^2$ Theila	0,0300545 (100,00%)	
Wartość miernika cząstkowego $W_1^2$ Theila	0,0003724612 (1,24%)	
Wartość miernika cząstkowego $W_2^2$ Theila	0,008943559 (29,76%)	
Wartość miernika cząstkowego $W_3^2$ Theila	0,02073848 (69,00%)	

# 6. Podsumowanie

W referacie:

1. Zaproponowano metodykę postępowania, która pozwala na ocenę zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynkach pracy w badanych regionach
2. W metodyce wykorzystano skalowanie wielowymiarowe w powiązaniu z porządkowaniem liniowym oraz miarę Theila
3. Dokonano oceny zmian poziomu oraz stopnia zróżnicowania sytuacji młodzieży na rynkach pracy 11 przygranicznych regionów Polski, Niemiec i Czech w latach 2010-2015
4. W obliczeniach zastosowano własne skrypty przygotowane w środowisku R



DZIĘKUJEMY  
ZA UWAGĘ!