

## BIULETYN KPZK PAN

Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju Polskiej Akademii Nauk  
Zeszyt 274, rok 2019, s. 167-188

**MACIEJ PIETRZYKOWSKI**

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu,  
Wydział Gospodarki Międzynarodowej,  
Katedra Konkurencyjności Międzynarodowej;  
Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań;  
maciej.pietrzykowski@ue.poznan.pl

**ZRÓŻNICOWANIE  
ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO  
W POLSKICH SAMORZĄDACH  
W LATACH 2004-2016**

**Abstract: Diversification of Socio-economic Development in Polish Municipalities in 2004-2016.** The aim of the article is to analyse the spread and diffusion of socio-economic development in Poland in 2004-2016, while considering spatial aspects. Using the linear ordering method in the non-pattern version, a synthetic development measure for all municipalities in Poland was built based on a set of 77 features illustrating various socio-economic aspects, reduced to 25 features. For the measure constructed in this way, the convergence of the beta and sigma type has been examined, divided into 3 groups of municipalities (rural, urban and urban-rural), as well as in regional division. Using the methods of spatial econometrics, the occurrence of spatial effects was examined, in particular the attention was paid to the relationship between the processes of spreading development and spatial forms of diffusion of development. The analysis also allowed to determine the strength of local impacts of spatial connections between individual municipalities.

**Keywords:** Convergence, development, diffusion, growth, social-economic.

**JEL codes:** O47, O43, P25

## Wprowadzenie

Rozwój ma dwie kategorie przedmiotowe – zmianę i strukturę, umożliwiające wskazanie jego charakteru i funkcji poznawczych, co stanowi podstawę do wykorzystania go w analizie przestrzenno-ekonomicznej i regionalnej [Chojnicki 1999: 256-266]. Rozwój prowadzi do przejścia (zmiany) danego obiektu odniesienia na inny poziom i wiąże się z ilościową i jakościową modyfikacją cech tego obiektu. Rozwój, który odnosi się do społeczności zamieszkującej określone terytorium i obejmuje całokształt zmian dokonywujących się w ramach danej społeczności, nosi nazwę rozwoju społecznego. Rozwój gospodarczy z kolei oznacza długofalowy proces przemian dokonywujących się w gospodarce, obejmujący zarówno czynniki ilościowe, będące konsekwencją rozwoju gospodarczego (np. wzrost produkcji i usług, wzrost zasobów czynników produkcji, zwiększenie poziomu inwestycji, konsumpcji, napływu kapitału, itp.), ale również czynniki jakościowe (np. postęp techniczny, innowacje, zmiany organizacji produkcji, itp.), w końcu zmiany struktury gospodarczej (zmiany struktury wytwarzania Produktu Krajowego Brutto), [PWN 2011: 672]. Rozwój społeczno-gospodarczy dokonuje się w określonej przestrzeni, na określonych poziomach terytorialnych (globalnym, krajowym, regionalnym lub lokalnym) a skala oddziaływania przestrzennego poszczególnych jednostek zmienia się w czasie. Obserwowane w Polsce silne procesy urbanizacyjne miast w ich bezpośredniej bliskości prowadzą do powstawania obszarów o silnych wzajemnych związkach funkcjonalnych [Śleszyński 2015: 37]. Bazując na teoriach grawitacji należy przyjąć, że rozprzestrzenianie się i dyfuzja procesów rozwojowych powinny rosnać wraz ze wzrostem potencjału społeczno-gospodarczego centrum obszaru funkcjonalnego, jednocześnie maleć wraz ze wzrostem odległości od tego centrum. Wokół obszarów funkcjonalnych pojawiają się strefy drenażu czynników produkcji, a rozwój wewnątrz obszarów funkcjonalnych ma charakter dość żywiołowy, co prowadzi do pogorszenia się ładu przestrzennego oraz zmniejszania konkurencyjności przestrzeni [Korcelli *et al.* 2008: 35]. Przestrzeń ma zatem tendencję do polaryzacji, co znalazło swoje potwierdzenie w wielu sformułowanych na przestrzeni lat teoriach wzrostu spolaryzowanego (np. biegunów wzrostu [Perroux 1950], kumulatywnej przyczynowości [Myrdal 1957], czy nowej geografii ekonomicznej [Krugman 1991]). Procesy rynkowe nie są w stanie powstrzymać polaryzacji przestrzeni, konieczne jest zatem dążenie do wyrównywania szans rozwojowych, co znajduje swój wymiar w postaci polityk regionalnych, realizowanych na różnych poziomach organizacji państwowej

i międzynarodowej (polityka spójności UE). Polska od 2004 r. jest członkiem Unii Europejskiej i korzysta z mechanizmów wspólnotowych, realizując samodzielnie także wiele programów nakierowanych na wyrównywanie szans rozwojowych poszczególnych obszarów. Interesujące jest zatem, na ile polska przestrzeń, w szczególności na najniższym poziomie administracji terytorialnej, ma tendencję do polaryzacji, w szczególności czy obserwujemy procesy dywergencji rozwoju społeczno-gospodarczego w ujęciu terytorialnym. Ponadto warto wykazać, jak silne są i jak zmieniają się zależności przestrzenne pomiędzy poszczególnymi jednostkami samorządu terytorialnego, a także jak kształtuje się zasięg obszarów funkcjonalnych skoncentrowanych wokół ośrodków rozwoju.

## 1. Konwergencja społeczno-gospodarcza i dyfuzja rozwoju

Badania nad konwergencją mają długą historię i sięgają lat 80. [Baumol 1986]. Bazując na klasycznych i neoklasycznych modelach Solow i Swana [Solow 1956; Swan 1956], spopularyzowanych przez Mankiva *et al.* [1992] oraz Barro i Sala-i-Martina [1992, 2003] można przyjąć, że bogate i biedne kraje powinny zbliżać się ku sobie pod względem poziomu różnych miar rozwoju lub wzrostu, głównie ze względu na występowanie malejącej krańcowej produktywności kapitału. Jeżeli zapewnimy zatem odpowiednie warunki, w szczególności swobodę przepływu kapitału, to długookresowa stopa wzrostu produkcji powinna asymptotycznie maleć, co powinno prowadzić w długim okresie do konwergencji dochodów i wydajności pracy [Kusideł 2013: 20]. Przestrzeń ma, jednak tendencję do polaryzacji, a otwarcie rynków przyspiesza procesy dywergencji, co znalazło również swoje potwierdzenie w badaniach [np. Krugman 1991; Petrakow, Artelaris 2009]. Mamy do czynienia także z silnymi przestrzennymi efektami aglomeracji, które korelują pozytywnie ze wzrostem gospodarczym [Baldwin, Forslid 2000; Martin, Ottaviano 2001; Guevera 2016]. Rola dużych miast w pobudzaniu zjawisk rozwojowych, oddziaływania dyfuzyjnego także wielokrotnie podkreślana była w badaniach [Parysek 1995; Davis, Henderson 2003; Meyer 2000; Churski 2018; Szlachta 2018]. Może zatem dochodzić do sytuacji, w której obserwujemy konwergencję na poziomie narodowym i dywergencję na poziomie regionalnym czy też do swoistej alternatywy pomiędzy tymi dwoma rodzajami konwergencji [Paas, Schlitte 2009], co ma ogromne znaczenie dla polityki spójności. Chociaż Esposti i Busoleti

[2008] dowodzili, że polityka spójności ma duży wpływ na konwergencję regionalną, późniejsze badania nie potwierdzają tej korelacji [Gorzelał *et al.* 2017]. Monfort [2009] podkreślał fakt konwergencji na poziomie regionalnym, ale jednocześnie wskazywał na powstawanie biegunów wzrostu jako efektu czynników aglomeracyjnych. Istotną staje się zatem odpowiedź, czy w Polsce mamy do czynienia z tworzeniem się podobnych biegunów wzrostu i jak silne jest oddziaływanie miast na rozwój okolicznych obszarów.

Rozprzestrzenianie czynników rozwojowych i dyfuzja rozwoju nie są pojęciami tożsamymi, na co słusznie zwraca uwagę Smętkowski [2015: 327]. Pierwsze ma związek z przywoływanymi już wcześniej teoriami rozwoju, drugie z kolei odnaleźć można przede wszystkim w pracach geografów, przede wszystkim Hägerstranda [1952], który opracował wiele modeli dyfuzji innowacji. W literaturze rozróżniamy dwie podstawowe grupy dyfuzji [Domański 1978; Gould 1985; Smętkowski 2015]:

- a) ekspansja lub relokacja (w zależności od zmian lub stałości liczby elementów danego systemu przyjmującej daną ideę),
- b) rozprzestrzenianie zaraźliwe (kontaktowe, falowe) lub hierarchiczne.

Z ekspansywną dyfuzją mamy do czynienia, gdy ludzie przekazują sobie idee, tak że liczba osób która wie o istnieniu tejże idei jest coraz większa, z relokacją mamy do czynienia głównie w przypadku procesów migracyjnych, gdy dana grupa osób przenosi się do nowej lokalizacji i dzięki temu idea zaistnieje w nowym miejscu. W przypadku dyfuzji kontaktowej podstawowe znaczenie ma odległość pomiędzy obiektami będącymi nośnikami danej idei, w przypadku dyfuzji hierarchicznej zwartość grup i możliwości przenikania pomiędzy grupami. Należy pamiętać także, że dyfuzja napotyka w przestrzeni geograficznej wiele barier, gdyż przestrzeń ta nie jest homogeniczna, podobnie jak procesy migracyjne czy urbanizacyjne nie są symetryczne i jednostajne. Do zaistnienia idei konieczne jest przekroczenie pewnej masy krytycznej, która uruchomi procesy rozwojowe. Skuteczność dyfuzji kontaktowej zależy wówczas od skali powiązań ze źródłami transmisji, w tym w szczególności od skali łatwości komunikacji pomiędzy obszarami (jakość infrastruktury liniowej, homogeniczność grup społecznych zamieszkujących dane terytorium), jak również od zasięgu źródła emisji, czyli zasięgu oddziaływania ośrodka miejskiego. Jednocześnie na terenach miejskich mniej jest barier naturalnych, które spowalniałyby tempo dyfuzji, a zagęszczenie ludności, jak również stopień jej organizacji sprzyja szybszemu przemieszczaniu się idei i czynników rozwojowych.

## 2. Metodyka badań

Rozwój społeczno-gospodarczy jest wielowymiarowym i złożonym konstruktem, do którego mierzenia należy użyć wielu zmiennych diagnostycznych. Pomocną metodą jest porządkowanie liniowe, zaliczane do podstawowych metod wielowymiarowej analizy porównawczej. W efekcie powstaje syntetyczna miara, która umożliwia porównywanie obiektów opisywanych przez różne charakterystyki. Metoda została po raz pierwszy zaproponowana przez Hellwiga [1968], potem konsekwentnie rozwijana w kolejnych badaniach [np. Strahl 1978; Zeliaś 2000]. Zastosowano następującą procedurę budowy syntetycznego miernika rozwoju (SMR), w postaci bezwzorcowej:

- a) dekompozycja rozwoju społeczno-gospodarczego na 8 spójnych obszarów problemowych,
- b) wybór zmiennych opisujących jednostki samorządu terytorialnego (gminy – obiekty badania) i przypisanie ich do grup obszarów problemowych, co pozwoliło stworzyć macierz obserwacji o postaci:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie  $x_{ij}$  oznacza wartość badanej cechy  $j$  w obiekcie  $i$ .

Ostatecznie użyto 77 cech, których wartości pozyskano z Banku Danych Lokalnych GUS dla okresu 2004-2016. Dane charakteryzowały poziom LAU2 (gmina), przy czym w kilku przypadkach, gdy poziom agregacji dostępny był wyłącznie na poziomie LAU1 (powiat), a dane uznano za ważne, każdej gminie przypisano wartość odpowiadającemu jej powiatowi,

- c) zredukowanie zbioru cech posługując się kryterium zróżnicowania i korelacji poszczególnych cech (eliminowano cechy, dla których współczynnik zmienności był poniżej 0,1 oraz wartość współczynnika korelacji powyżej 0,7) – ostatecznie przyjęto zestaw 25 cech (*vide* tab. 1 aneksu),
- d) określenie charakteru zmiennych (stymulanty  $\{X^S\}$ , destymulanty  $\{X^D\}$ , z punktu widzenia badanego zjawiska,
- e) normalizacja zmiennych z wykorzystaniem wzorcowego ilorazowego przekształcenia danych:

$$z_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij}}{\max_{i=1,2,\dots,n} x_{ij}} & \text{jeśli cecha } X_j \text{ jest stymulantą} \\ \frac{\min_{j=1,2,\dots,n} x_{ij}}{x_{ij}} & \text{jeśli cecha } X_j \text{ jest destymulantą} \end{cases} \quad (2)$$

gdzie:

$z_{ij}$  – znormalizowana wartość  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie,

$x_{ij}$  – wyjściowa wartość  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie,

f) kalkulacja średniej wartości zmiennych otrzymanych w wyniku następującego przekształcenia:

$$z_i = \frac{\sum_{j=1}^k z_{ij}}{k} \quad (3)$$

gdzie  $k$  – liczba zmiennych

g) normalizacja wszystkich wartości na przedział  $\langle 0,1 \rangle$  z wykorzystaniem formuły transformującej zmienną syntetyczną:

$$z_{i\text{unorm}} = \frac{z_{ij}}{\max\{z_{ij}\}} \quad (4)$$

Kolejnym krokiem procedury badawczej była analiza konwergencji typu beta ( $\beta$ ) i sigma ( $\sigma$ ). Aby zweryfikować, czy zachodzi zjawisko  $\beta$ -konwergencji, należy oszacować następujące równanie regresji [Kusideł 2013: 46]:

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = a_i - (1 - e^{-\beta})[\ln(y_{i,t-1}) - x_{i,t-1}] + u_{it} \quad (5)$$

gdzie:

$$a_i = x_i + (1 - e^{-\beta})\ln(y_i^*)$$

$y_{it}$  – wartość badanej cechy na obszarze  $i$  w okresie  $t$ ,

$x_{it}$  – wartość dodatkowych charakterystyk badanych gospodarek  $i$  w okresie  $t$ ,

$y_i^*$  – wartość  $y_i$  w stanie równowagi – tzw. *steady-state*,

$\beta$  – szybkość zbieżności do stanu równowagi,

$u_{it}$  – zakłócenia losowe.

Porzucając efekty oddziaływania innych strukturalnych zmiennych można przekształcić równanie (5) do następującej postaci:

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = a_i - (1 - e^{-\beta})\ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (6)$$

i w postaci liniowej:

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = a_i + b \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (7)$$

gdzie:

$$b = -(1 - e^{-\beta}) \text{ wówczas } \beta = -\ln(1+b)$$

Pracując na danych przekrojowych i używając modelu objaśniającego przyrost badanej miary w poszczególnych obszarach będących obiektem odniesienia (np. syntetyczny miernik rozwoju SMR) należało przekształcić równanie (7) do następującej postaci [Kusideł 2013: 47]:

$$\ln\left(\frac{y_{i_0+T}}{y_{i_0}}\right) = a + b \ln(y_{i_0}) + u_{i_0+T} \quad (8)$$

gdzie ujemna i statystycznie istotna wartość estymatora  $b = -(1 - e^{-\beta T})$  oznacza konwergencję (pozytywna – dywergencję).

Estymator służy zwykle do obliczenia parametru  $\beta$  zwanego współczynnikiem zbieżności, określonego [Kusideł 2013: 48]:

$$\beta = -\ln(1+b)/T \quad (9)$$

gdzie  $T$  jest interwałem pomiędzy skrajnymi obserwacjami.

Występowanie konwergencji typu beta jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do występowania konwergencji typu sigma. Oznacza to, że możemy obserwować konwergencję w zakresie badanej miary z jednoczesnym wzrostem jej rozproszenia w analizowanym okresie [Sala-i-Martin 1996: 1329; Kusideł 2013: 63]. Na potrzeby szacowania konwergencji typu sigma użyto współczynnika zmienności, który szacowano zgodnie ze wzorem [Kusideł 2013: 54]:

$$V_t = \frac{S_t}{\bar{y}_t} \quad (10)$$

gdzie:  $S_t$  jest odchyleniem standardowym (pierwiastkiem kwadratowym estymatora wariancji  $\sigma_t^2$ ) badanego zjawiska  $y_{it}$  wśród  $N$  obiektów (samorządów):

$$S_t = \sqrt{\hat{\sigma}_t^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (y_{it} - \bar{y}_t)^2}{(N-1)}} \quad (11)$$

Ponieważ regiony i samorządy lokalne są ze sobą silnie powiązane szeroką siecią zależności i sąsiadują ze sobą w przestrzeni, istnieje potrzeba uwzględniania efektów przestrzennych w analizach społeczno-ekonomicznych, na co zresztą zwraca uwagę wielu badaczy [choćby: Bode, Rey 2006; Górna, Górna 2013; Kuc 2017; Baltaga *et al.* 2018, 2019]. Uwzględniając efekty przestrzenne w kontekście regresji, musimy podzielić je na dwa składniki: zależności przestrzenne lub jego słabsze wyrażenie – autokorelację przestrzenną i heterogeniczność przestrzenną [Anselin 2003; Anselin *et al.* 2008]. Przestrzenna heterogeniczność jest wynikiem niestabilności strukturalnej i może być rozwiązana przez większość standardowych narzędzi ekonometrycznych. Zależności przestrzenne muszą być wychwytywane przez przestrzenny proces stochastyczny. Zgodnie z dobrze znanym pierwszym prawem geografii opublikowanym przez Toblera [1970] wiemy, że *wszystko jest powiązane ze wszystkim innym, ale rzeczy znajdujące się bliżej są bardziej powiązane niż rzeczy odległe*. Ponieważ samorządy mają bliższe i dalsze sąsiedztwo, nawet intuicyjnie zakładamy, że musi to mieć wpływ na różne cechy i cechy regionalne, takie jak produkcja lub dochód. Możemy również znaleźć dowody w literaturze, że ignorowanie efektów przestrzennych może prowadzić do stroniczych wyników, a tym samym do mylących wniosków [Fingleton, López-Bazo 2006; Kuc 2017]. Uwzględnienie heterogeniczności przestrzennej i współzależności w specyfikacji wzrostu czy rozwoju zostało również podkreślone przez wielu innych badaczy [np. Rey, Montouri 1999; López-Bazo *et al.* 1999; Paas, Schlitte 2009; Suchecki 2010; Olejnik 2014; Kuc 2017]. Autokorelacja przestrzenna pozwala nam zrozumieć stopień, w jakim jeden obiekt jest podobny do obiektów znajdujących się w pobliżu. Uwzględnienie specyficznych relacji między jednostkami obserwacyjnymi wynikających z ich lokalizacji jest możliwe dzięki zaprojektowaniu i zastosowaniu przestrzennej macierzy wagowej „W”. Macierz wag przestrzennych W jest macierzą  $n \times n$ , w której wiersze i kolumny odpowiadają obserwacjom przekrojowym i zazwyczaj odzwierciedla „przestrzenne oddziaływanie” jednostki j na jednostkę i. Wzajemne sąsiedztwo ma stymulujący wpływ na relacje przestrzenne, a odległość jest dysymulatywna, stąd najczęściej stosowane typy macierzy są oparte na granicach lub odległości. W najprostszym przypadku wag opartych na granicach macierz jest binarna, z  $w_{ij} = 1$ , gdy



$i$  oraz  $j$  są sąsiadami, a  $w_{ij} = 0$ , gdy sąsiadami nie są. W wagach opartych na odległości specyfikacja elementów opiera się na pomiarze odległości  $d_{ij}$  między jednostkami  $i$  oraz  $j$ , a poszczególne wagi są obliczane z użyciem najczęściej funkcji malejącej wykładniczo lub potęgowo, zgodnie ze wzorami [Kisiała 2016]:

$$w_{ij} = d_{ij}^{-\alpha}, \quad w_{ij} = e^{-\alpha d_{ij}} \quad (12)$$

gdzie  $w_{ij}$  jest wagą przestrzenną dla interakcji między regionami  $i$  oraz  $j$ ,  $d$  – odległość między centrami geograficznymi regionów  $i$  oraz  $j$ . Aby ulepszyć interpretację, elementy macierzy wagi są zwykle standaryzowane w rzędzie, tak że dla każdego  $i$ ,  $\sum_j w_{ij} = 1$

Najczęstszą techniką stosowaną do testowania siły zależności przestrzennych jest indeks globalnego Morana I. To narzędzie mierzy autokorelację przestrzenną na podstawie jednocześnie lokalizacji obiektów i wartości cech. Globalny indeks Morana I można obliczyć używając następującej formuły [Suchecki 2010; Kisiała 2016]:

$$I = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S_0} \frac{z^T W z}{z^T z} \quad (13)$$

gdzie:

- $n$  – liczba obserwacji,
- $x_i, x_j$  – wartości zmiennej  $x$  w lokalizacjach  $i$  oraz  $j$ ,
- $\bar{x}$  – średnia wartość obserwacji  $x_i$ ,
- $w_{ij}$  – elementy przestrzennej macierzy wag  $W$ ,

$z$  – wektor, który przyjmuje postać:  $\begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \vdots \\ z_n \end{bmatrix}$ , gdzie  $i = 1, \dots, n$ ,

$S_0$  – suma elementów macierzy wag,  $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$

Macierz wag przestrzennych zbudowano na podstawie sąsiedztwa I-go stopnia, uznając za sąsiadów obiekty dzielące ze sobą wspólną granicę o niezerowej długości.  $Z_1$  określona jest następującym wzorem [Suchecki 2010: 113]:

$$Z_1 = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \sim N(0,1) \quad (14)$$

gdzie

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (15)$$

oraz

$$\text{Var}(I) = \frac{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - k[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} - \frac{1}{(n-1)^2} \quad (16)$$

przy czym:  $k$  jest miarą empiryczną kurtozy, czyli ilorazem czwartego momentu przez kwadrat drugiego momentu:

$$k = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^4}{\left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^2} \quad (17)$$

oraz

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (18)$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (19)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2 \quad (20)$$

W pewnym uproszczeniu, wartości dodatnie globalnej statystyki  $Z_p$  świadczą o tendencji do przestrzennego skupiania się jednostek o podobnych wartościach badanego wskaźnika (tworzą się klastry podobnych obiektów). Z kolei statystyka  $Z_l$  mniejsza od 0 wskazuje na sąsiedowanie ze sobą jednostek o różnych wartościach wskaźnika, co można utożsamiać z większym rozproszeniem i policentrycznością badanego zjawiska; Statystyka  $Z_1$  zbliżona do 0 oznacza natomiast losowe rozmieszczenie zjawiska, czyli jego przestrzenną entropię.

Ponieważ samorządy lokalne to relatywnie małe przestrzennie obszary, zasadne wydaje się zbadanie występowania lokalnych zależności przestrzennych. Do mierzenia lokalnej autokorelacji przestrzennej używa się mierników *LISA* (*Local Indicators of Spatial Association*), wprowadzonych do opracowań ekonometrycznych przez Anselina [1995] i określonych wzorem [Suchecki 2010]:

$$I_{i(w)} = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (21)$$

gdzie:

- $w_{ij}$  – przestrzenna macierz wag (zwykle standaryzowana rzędami do jedynki),
- $x_i, x_j$  – wartości zmiennej dla porównywanych obiektów,
- $\bar{x}$  – średnia wartość zmiennej dla wszystkich obiektów,
- $n$  – liczba obiektów.

Analizując statystyki testowe, można podjąć decyzję odnośnie do przyjęcia lub odrzucenia hipotezy zerowej dotyczącej istnienia skupień małych lub dużych wartości danej zmiennej w sąsiedztwie  $i$ -tej lokalizacji przy założonym poziomie istotności. W praktyce decyzję podejmuje się na podstawie oceny dwóch wartości:  $p$  oraz  $Z$ -score. Wartość  $p$ , wyznaczoną na podstawie statystyki testowej, porównuje się z poziomem istotności  $\alpha$ .

Jeżeli  $p \leq \alpha \rightarrow$  odrzuca się  $\mathcal{H}_0$  i przyjmuje się  $\mathcal{H}_1$

Jeżeli  $p > \alpha \rightarrow$  nie ma podstaw aby odrzucić  $\mathcal{H}_0$

$Z$ -score, to zestandaryzowana wartość statystyki Morana  $I$ , która pokazuje, jak dalece odbiega ona od wartości oczekiwanej, jest zatem krotnością odchylenia standardowego.

Procesy konwergencji gospodarczej są zgodne z miarą wskaźnika globalnej autokorelacji, co wykazali Rey oraz Montouri [1999: 143-156] analizując konwergencję regionalnego realnego dochodu *per capita* w Stanach Zjednoczonych w latach 1929-1994. Badacze wskazują, że rozwój poszczególnych regionów wykazuje tendencję podobną do swoich sąsiadów, a więc nie ma charakteru aprzestrzennego. Dynamika zmian współczynnika zmienności może zatem wskazywać na tempo rozprzestrzeniania się zjawisk rozwojowych.

Analizując dyfuzję procesów rozwoju, warto z kolei zwrócić uwagę na zależność pomiędzy współczynnikiem zmienności syntetycznego miernika rozwoju a statystyką  $I$  Morana [Smętkowski 2015: 330]. Gdy obie wartości rosną oznacza to pogłębiającą się polaryzację i separację przestrzenną obszarów wysoko i słabo rozwiniętych. Spadek globalnej autokorelacji z jednoczesnym wzrostem współczynnika zmienności oznacza z reguły dyfuzję hierarchiczną, gdy tworzą się „gorące punkty” (*hot spots*) na obszarach peryferyjnych, które dopiero w dalszej kolejności przekazywane są w dół hierarchicznej drabiny (*vide* tab. 1). Sytuacja taka zachodzić może, gdy na obszarze peryferyjnym lokuje się duża firma, która zatrudnia dużą liczbę osób, najpierw lokalnych, potem z coraz dalszych obszarów, co przekłada się na poprawę sytuacji finansowej samorządu lokalnego lokalnego (zwykle poprzez wpływy z podatku od

Tabela 1

## Zmiana współczynnika zmienności i globalnej statystyki autokorelacji I Morana a forma dyfuzji

	Wzrost współczynnika zmienności	Spadek współczynnika zmienności
Wzrost I Morana	Rosnące oddziaływanie przestrzenne skutkujące dywergencją i brakiem dyfuzji	Rosnące oddziaływania przestrzenne skutkujące konwergencją i dyfuzją kontaktową
Spadek I Morana	Malejące oddziaływanie przestrzenne skutkujące dywergencją i dyfuzją hierarchiczną	Malejące oddziaływania przestrzenne skutkujące konwergencją i dyfuzją mieszaną hierarchiczno-kontaktową

Źródło: [Smętkowski 2015].

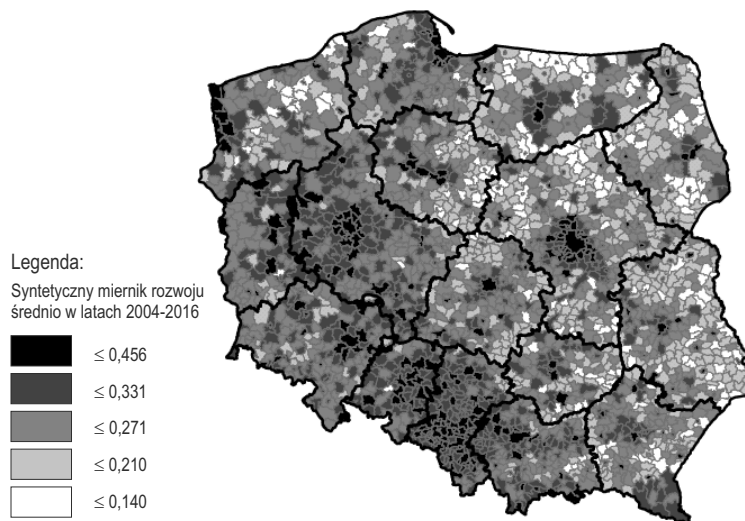
nieruchomości oraz udziały w PIT i CIT). Beneficjentem takiej lokacji będzie najpierw jednostka samorządu lokalnego, ale rozwój tego ośrodka będzie promieniował na otaczające samorządy, jeśli popyt firmy na siłę roboczą będzie wystarczająco duży. Wzrost wartości statystyki I Morana z jednoczesnym spadkiem współczynnika zmienności oznacza wzrost zależności przestrzennych i konwergencję gospodarczą, czemu towarzyszyć powinna dyfuzja kontaktowa. Sytuacja taka jest kluczowa w kontekście postawionych celów badawczych, gdyż może oznaczać wzrost spójności obszaru funkcjonalnego. Spadek obydwóch wartości oznacza mieszane formy dyfuzji w warunkach konwergencji i malejących zależności przestrzennych [Smętkowski 2015: 330].

### 3. Rezultaty analizy

Wyliczony zgodnie z przedstawioną metodyką syntetyczny miernik rozwoju (SMR) dla wszystkich gmin w Polsce, pozwala na zobrazowanie zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego (ryc. 1).

Gminy zlokalizowane w województwach zachodnich<sup>1</sup> charakteryzują się wyższymi poziomami syntetycznego miernika rozwoju (średni poziom miernika jest wyższy o blisko 14%, z jednocześnie niższym o blisko 33% współczynnika zmienności). Można zauważyć także, że gminy zlokalizowane wokół dużych metropolii charakteryzują się wyższymi poziomami SMR (ryc. 1).

<sup>1</sup> Do województw „wschodnich” zaliczono lubelskie, łódzkie, małopolskie, mazowieckie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie, pozostałe województwa zaliczono do województw „zachodnich”.



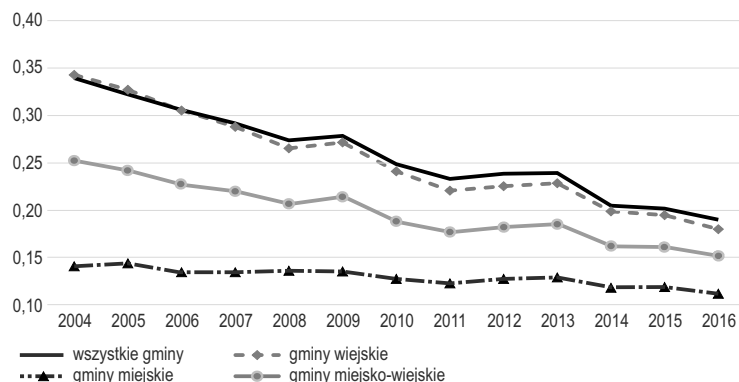
Ryc. 1. Syntetyczny miernik rozwoju dla gmin w Polsce, średnia dla okresu 2004-2016 (metoda porządkowania liniowego w postaci bezwzorcowej)

Źródło: Opracowanie własne (ryc. 1-5).

Skalkulowanie syntetycznego miernika rozwoju pozwoliło przeprowadzić wiele analiz w zakresie konwergencji oraz występowania zależności przestrzennych. W okresie 2004-2016 zmniejszała się dyspersja pomiędzy województwami zachodnimi i wschodnimi. O ile w 2004 r. województwa zachodnie miały poziom syntetycznego miernika rozwoju wyższy średnio o 9,52% od średniej dla całego kraju, o tyle, w 2016 r. już tylko 5,92%. Średni poziom znormalizowanego SMR dla województw wschodnich stanowił w 2004 r. 83,22% wartości dla województw zachodnich, w 2016 r. już 89,49%. Przez decydującą część badanego okresu, spadała wartość współczynnika zmienności, czyli zachodziła konwergencja typu sigma (ryc. 2). Najmniejszą zmienność wykazywały gminy wiejskie i miejsko wiejskie (ok. 8,3%).

Na podstawie dokonanych analiz można także stwierdzić występowanie konwergencji typu beta (tab. 2).

Najsłabsze dopasowanie modelu występuje w przypadku miast, które są dość znacznie zróżnicowane (miasta wojewódzkie vs. małe miasta powiatowe). Najszybsze tempo konwergencji można odnotować w przypadku gmin wiejskich (tab. 2). Odnotować należy także, że konwergencja beta zachodzi na poziomie wszystkich typów gmin, co oznacza stopniowe wyrównywanie



Ryc. 2. Wartości współczynnika zmienności znormalizowanego syntetycznego miernika rozwoju dla różnych typów gmin w okresie 2004-2016

się rozwoju społeczno-gospodarczego również pomiędzy miastami i wsią. Polska wieś odrabia stopniowo zatem cywilizacyjny dystans do obszarów miejskich. W województwach Polski Wschodniej proces konwergencji jest szybszy, co w dużej mierze wynika z niższych stanów początkowych syntetycznego miernika rozwoju (ryc. 1).

Zastosowane techniki analizy przestrzennej wskazują także, że zachodzi zjawisko silnej pozytywnej autokorelacji przestrzennej, w całym analizowanym okresie (ryc. 3).

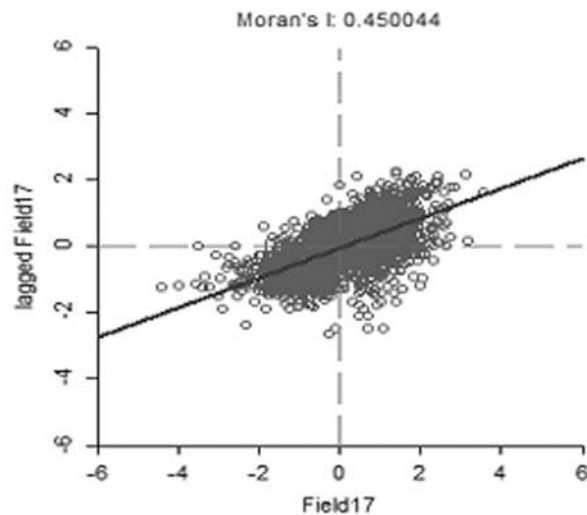
Indeks Morana I przyjmuje wysokie wartości dodatnie przy wysokich wartościach statystyki Z-score określającej rozkład gęstości prawdopodobo-

Tabela 2

Konwergencja absolutna typu  $\beta$  dla różnych typów gmin w latach 2004-2016

Wyszczególnienie	Wyraz wolny		Współczynnik konwergencji		R <sup>2</sup>	$\beta$	hl
	$\alpha_0$	p-value	$\alpha_1$	p-value			
Wszystkie gminy	-0,838	0,000	-0,655	0,000	0,818	8,87%	7,816
Obszary wiejskie	-0,966	0,000	-0,704	0,000	0,831	10,14%	6,832
Gminy wiejskie	-0,959	0,000	-0,718	0,000	0,835	10,55%	6,571
Gminy miejskie	-0,513	0,000	-0,430	0,000	0,455	4,68%	14,797
Gminy miejsko-wiejskie	-0,770	0,000	-0,614	0,000	0,771	7,93%	8,738

Źródło: Opracowanie własne.

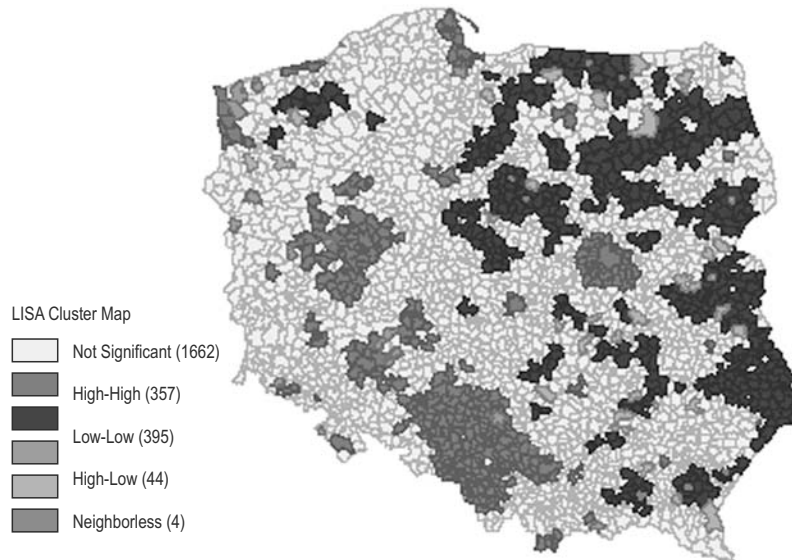


Ryc. 3. Wartość współczynnika autokorelacji liniowej Morana I - średnia dla całego okresu 2004-2016 (GeoData – macierz wag queen)

bieństwa zmiennej losowej. Statystyka Getisa i Orda G wyniosła 0,000004 przy  $Z\text{-score} = 4,597565$ . Oznacza to, że przy takim odchyleniu standardowym prawdopodobieństwo przestrzennego rozkładu losowego jest dużo niższe niż 1%. Tak wysokie wartości indeksu Morana I oznaczają prawdopodobieństwo występowania klastrów podobnych wartości. Wyniki analizy lokalnych zależności przestrzennych potwierdzają przypuszczenia (ryc. 4).

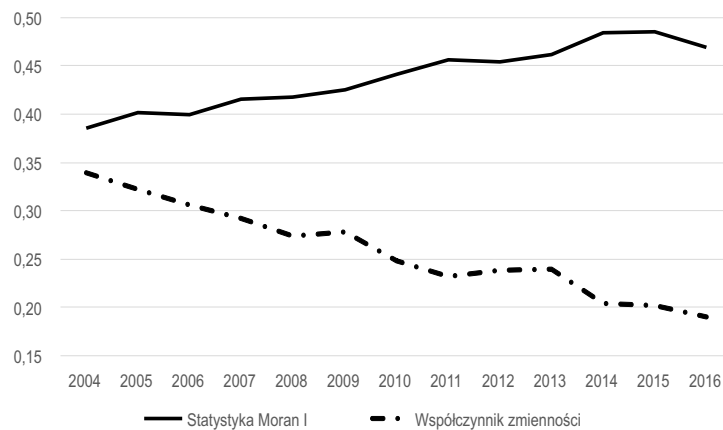
Istotnie statystycznie skupiska odnotowano dla ok. 1/3 gmin. Na ryc. 4 wyraźnie zaznacza się podział na zachodnią część kraju z przeważającymi skupiskami obiektów o wysokich wartościach (*high-high*) oraz wschodnią część kraju z klastrami samorządów o niskich wartościach (*low-low*) SMR (z wyjątkiem aglomeracji warszawskiej). Kolejną ważną obserwacją jest występowanie skupisk gmin o wysokich wartościach SMR wokół silnych miast wojewódzkich (aglomeracja warszawska, śląska, poznańska, łódzka, szczecińska, trójmiejska). Jednocześnie trudno doszukiwać się jakiegokolwiek skali oddziaływania wokół mniejszych miast powiatowych, co może wskazywać na brak skuteczności tworzenia subregionalnych biegunów wzrostu. Klastry nie są symetryczne w sensie przestrzennym, ale rozciągnięte głównie w kierunku zachodnim (*vide* aglomeracja warszawska).

Przebieg krzywych obrazujących miary zmienności oraz statystyki Morana I (ryc. 5) wskazują na wzrost zależności przestrzennych przy zacho-



Ryc. 4. Lokalna autokorelacja przestrzenna dla syntetycznego miernika rozwoju średnia lat 2004-2016 (macierz wag queen)

dzących procesach konwergencji, co oznacza dominację dyfuzji kontaktowej. To oznacza, że sąsiadujące tereny są coraz bardziej współzależne, a dyfuzja procesów rozwojowych dokonuje się w sposób łagodny wraz z postępującymi migracjami, ale ma to ograniczony wymiar przestrzenny.



Ryc. 5. Współczynnik zmienności oraz statystyka Morana I (macierz wag queen) dla wszystkich typów gmin w okresie 2004-2016



## Zakończenie

W okresie 2004-2016 mogliśmy odnotować konwergencję rozwoju społeczno-gospodarczego gmin w Polsce, zarówno w ujęciu terytorialnym (wschód-zachód kraju), jak i podmiotowym (wiejskie, miejsko-wiejskie, miejskie). Najszybciej upodabniały się gminy wiejskie, co w dużej mierze wynikało z istniejących pierwotnie dużych różnicowań. Rozwój społeczno-gospodarczy jest bardzo silnie uwarunkowany przestrzennie, ponadto skala zależności przestrzennej rosła w całym okresie po 2004 r. Przestrzeń ma tendencję do polaryzacji, o czym świadczą silne skupiska obszarów o wysokich poziomach SMR wokół dużych aglomeracji (silne więzy funkcjonalne). Brak tworzenia się klastrów wysokiej wartości poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego wokół średnich miast wskazuje, że nie działa jak dotychczas polityka kreowania subregionalnych ośrodków wzrostu. Wzrost przybiera więc głównie charakter kumulatywny, zlokalizowany wokół kluczowych ośrodków miejskich. Dla większego równoważenia przestrzeni konieczne są zwiększanie potencjału społecznego i gospodarczego oraz poprawa zdolności absorpcyjnej regionów słabiej rozwiniętych. Do poprawy tej konieczne jest w szczególności stymulowanie związków funkcjonalnych, powiązań komunikacyjnych, infrastruktury społecznej, infrastruktury transferu wiedzy i technologii. Ponieważ aglomeracje są z natury rzeczy uprzywilejowane przez procesy rynkowe, wskazane może być ograniczanie wspierania zewnętrznego i transfer środków do mniejszych ośrodków miejskich, które mogłyby stać się subregionalnymi motorami wzrostu i centrami subregionalnych obszarów funkcjonalnych.

## Literatura

- Anselin L., 1995, *Local Indicators of Spatial Association – LISA*. Geogr. Anal. 27: 93-115.
- Anselin L., 2003, *Spatial Econometrics*, [w:] *A Companion to Theoretical Econometrics*, B. H. Baltagi (red.). Wiley-BlackWell.
- Anselin L., Le Gallo J., Jayet H., 2008, *Spatial Panel Econometrics*, [w:] *The Econometrics of Panel Data*, L. Matyas, P. Sevestre (red.). Springer-Verlag, Berlin Heidelberg: 625-654.
- Baldwin R. E., Forslid R., 2000, *The Core-periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and Destabilizing Integration*. *Economica*, 67(267): 307-324.
- Baltaga B., Fingleton B., Pirotte A., 2018, *A Time-Space Dynamic Panel Data Model with Spatial Moving Average Errors*. IZA Discussion Papers from Institute for the Study of Labor (IZA), nr 11587, [<http://ftp.iza.org/dp11587.pdf>, dostęp 10.04.2019].

- Baltaga B., Chihwa K., Long L., 2019, *Testing for Shifts in a Time Trend Panel Data Model with Serially Correlated Error Component Disturbances* Nr 213, Center for Policy Research Working Papers from Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University, [https://www.maxwell.syr.edu/uploadedFiles/cpr/publications/working\_papers2/wp213.pdf, dostęp 10.04.2019].
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1992, *Convergence*. Journal of Political Economy, 100(2): 223-251.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., 2003, *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.
- Baumol W. J., 1986, *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show*. „The American Economic Review”, t. 76, nr 5: 1072-1085.
- Bode E., Rey S. J., 2006, *The Spatial Dimension of Economic Growth and Convergence*. „Papers in Regional Sciences”, t. 85, nr 2: 171-176.
- Chojnicki Z., 1999, *Podstawowe aspekty rozwoju społeczno-gospodarczego*, [w:] *Podstawy metodologiczne i teoretyczne geografii*. Bogucki Wyd. Naukowe, Poznań.
- Churski P., 2018, *Rola wielkich miast w rozwoju społeczno-gospodarczym Polski – poznańskie refleksje*, [w:] *Rola wielkich miast w rozwoju społeczno-gospodarczym Polski*, J. Szlachta, J. Woźniak (red.). Studia KPZK, t. CLXXXVI, Warszawa.
- Davis J. C., Henderson J. V., 2003, *Evidence on the Political Economy of the Urbanisation Process*. Journal of Urban Economics, 53 (1): 98-125.
- Domański R., 1978, *Geografia ekonomiczna*. PWN, Warszawa-Poznań.
- Esposti R., Bussolletti S., 2008, *Impact of Objective 1 Funds on Regional Growth Convergence in the European Union: A Panel-data Approach*. „Regional Studies”, t. 42, wyd. 2: 159-173.
- Fingleton B., Lopez-Bazo E., 2006, *Empirical Growth Models with Spatial Effects*. Papers in Regional Science. Regional Science Association International.
- Gorzela G., Hryniewicz J., Kozak M., Płoszaj A., Rok J., Smętkowski M., 2017, *Data Review and Mapping of Cohesion Policy Implementation and Performance (Report)*. „Cohesify Research Paper”, 7, Centre for European Regional and Local Studies (EUROREG), University of Warsaw.
- Gould P., 1985, *Spatial Diffusion: The Spread of Ideas and Innovations in Geographic Space*. Learning Package Series, nr 11, Learning Resources in International Studies, New York.
- Górna J., Górna K., 2013, *Analiza konwergencji gospodarczej wybranych regionów Europy w latach 1995-2009*. „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa: 169-185.
- Guevera C., 2016, *Growth Agglomeration Effects in Spatially Interdependent Latin American Regions*. Working Papers halshs-01281610, HAL.
- Hägerstrand T., 1952, *The Propagation of Innovation Waves*. Lund Studies in Geography. Human Geography, nr 4.

- Hellwig Z., 1968, *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*. Przegląd Statystyczny, 4.
- Kisiała W., 2016, *Modele regresji przestrzennej w badaniach czynników korzystania ze świadczeń ratownictwa medycznego*, [w:] *Gospodarka przestrzenna. Udział poznańskiego Uniwersytetu Ekonomicznego w kształtowaniu współczesnego paradygmatu*, W. Budner (red.). Tom 2, Bogucki Wyd. Naukowe, Poznań.
- Korcelli P. et al., 2008, *Ekspertycki Projekt Koncepcji Zagospodarowania Przestrzennego Kraju do roku 2033*. Opracowanie Zespołu Ekspertów Naukowych do spraw Zagospodarowania Przestrzennego Kraju przy Ministerstwie Rozwoju Regionalnego pod kier. P. Korcelliego, [[http://www.siskom.waw.pl/planistyka/polska/PE\\_KPZK.pdf](http://www.siskom.waw.pl/planistyka/polska/PE_KPZK.pdf), dostęp marzec 2018].
- Krugman P., 1991, *Increasing Returns and Economic Geography*. *Journal of Political Economy*, t. 99, nr 3: 483-499.
- Kuc M., 2017, *Social Convergence in Nordic Countries at Regional Level. Equilibrium*. *Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 12(1): 25-41.
- Kusideł E., 2013, *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*. Wyd. UŁ, Łódź.
- López-Bazo E., Vayá E., Mora A. J., Suriñach J., 1999, *Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union*. *The Annals of Regional Science*, 33: 343-370.
- Mankiw N. G., Romer D., Weil D. N., 1992, *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*. „*Quarterly Journal of Economics*”, t. 107, nr 2: 407-437.
- Martin P., Ottaviano G. I. P., 2001, *Growth and Agglomeration*. *International Economic Review*, 42(4): 947-968.
- Meyer J., R., 2000, *The Role of Industrial and Post-Industrial Cities in Economic Development*. Joint Centre for Housing Studies, Harvard University. [[https://www.innovations.harvard.edu/sites/default/files/meyer\\_w00-1.pdf](https://www.innovations.harvard.edu/sites/default/files/meyer_w00-1.pdf), dostęp 10 04 2019].
- Monfort Ph., 2009, *Regional Convergence. Growth and Interpersonal Inequalities across the EU*. Working Paper, Directorate General Regional Policy, European Commission.
- Myrdal G., 1957, *Economic Theory and Underdevelopment Regions*. Duckworth, London.
- Olejniki A., 2014, *An Empirical Study of Productivity Growth in EU-28 – Spatial Panel Analysis*. *Comparative Economic Research*, t. 17, nr 4, 10.2478/cer-2014-0040.
- Paas T., Schlitte F., 2009, *Spatial Effects of Regional Income Disparities and Growth in the EU Countries and Regions*. [<http://ec.europa.eu/eurostat/documents/1001617/4398377/S3P2-SPATIAL-EFFECTS-TIIU-PAASFRISO-SCHLITTE.pdf> [accessed 7 Dec 2018].

- Parysek J. J., 1995, *Duże miasta Europy i ich rola w procesie urbanizacji, rozwoju społeczno-gospodarczego i europejskiej integracji u schyłku XX wieku*. Przegląd Geograficzny, 3-4: 225-248.
- Perroux F., 1950, *Economic Space. Theory and Applications*. "Quarterly Journal of Economics", nr 64: 89-104.
- Petrakos G., Artelaris P., 2009, *European Regional Convergence Revisited: A Weighted Least Squares Approach*. Growth & Change, t. 40, nr 2: 327.
- PWN, 2011, *Encyklopedia popularna*, Wyd. Naukowe, PWN, Warszawa.
- Rey S., Montouri B., 1999, *U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective*. Regional Studies, 33: 143-156.
- Sala-i-Martin X. X., 1996, *Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence*. "European Economic Review", 4.
- Smętkowski M., 2015, *Konwergencja gospodarcza i formy dyfuzji rozwoju w krajach Europy Środkowo-Wschodniej*. Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy: 324-338.
- Solow R. M., 1956, *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. "Quarterly Journal of Economics", 70: 65-94.
- Swan T. W., 1956, *Economic Growth and Capital Accumulation*. "Economic Record", 32: 334-361, Wiley&Blackwell.
- Strahl D., 1978, *Propozycja konstrukcji miary syntetycznej*. Przegląd Statystyczny, 2: 205-215.
- Suchecki B., 2010, *Modele regresji przestrzennej*, [w:] *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, B. Suchecki (red.). Wyd. C.H. Beck, Warszawa: 237-266.
- Szlachta J., 2018, *Europejski wymiar polityki miejskiej w Polsce*, [w:] *Rola wielkich miast w rozwoju społeczno-gospodarczym Polski*, J. Szlachta, J. Woźniak (red.). Studia KPZK PAN, t. CLXXXVI, Warszawa.
- Śleszyński P., 2015, *Problemy delimitacji miejskich obszarów funkcjonalnych w Polsce*. Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna, 29: 37-53.
- Tobler W. R., 1970, *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*. Economic Geography, 46.
- Zeliaś A., 2000, *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wyd. AE w Krakowie, Kraków.

## Aneks

Tabela 1

Wykaz cech składających się na syntetyczny miernik rozwoju

Nr cechy	Definicja i jednostka	Charakter	Poziom agregacji	Okres
Obszar 1: Sytuacja materialna społeczeństwa, w tym warunki mieszkaniowe				
X2	Dochody własne budżetu gminy <i>per capita</i> (zł)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X6	Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania na 1 osobę (m <sup>2</sup> /1 osobę)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X9	Odsetek mieszkań wyposażonych w instalację centralnego ogrzewania (% ogółu)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X10	Mieszkania oddane do użytkowania na 1000 mieszkańców (szt./1000 mieszkańców)	Stymulanta	Gmina	2005-2016
Obszar 2: Aktywność ekonomiczna i rynek pracy				
X14	Liczba podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w REGON na 10 000 ludności (szt./10 000 mieszkańców)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X21	Udział bezrobotnych zarejestrowanych wśród ludności w wieku produkcyjnym (% ogółu)	Destymulanta	Gmina	2004-2016
Obszar 3: Sytuacja demograficzna				
X34	Przyrost naturalny (osoby na 1000 mieszkańców)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X35	Wskaźnik obciążenia demograficznego (1) Wskaźnik wskazuje liczbę ludności w wieku nieprodukcyjnym w przeliczeniu na 100 osób w wieku produkcyjnym.	Destymulanta	Gmina	2004-2016
Obszar 4: Edukacja i szkolnictwo, aktywność obywatelska, sportowa i kulturalna				
X38	Odsetek dzieci objętych opieką w żłobkach (% ogółu)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X39	Dzieci w wieku 3-5 lat przypadające na jedno miejsce w placówce wychowania przedszkolnego (osoby/1 miejsce)	Destymulanta	Gmina	2004-2016
X42	Liczba organizacji NGOS w przeliczeniu na 10 000 mieszkańców (szt./10 000 mieszkańców)	Stymulanta	Gmina	2005-2016
X43	Odsetek radnych z wyższym wykształceniem (% ogółu)	Stymulanta	Gmina	2004-2016

X47	Czytelnicy bibliotek publicznych na 1000 mieszkańców (osoby)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X48	Wypożyczenia księgozbioru z bibliotek publicznych na 1 czytelnika (szt./1 czytelnika)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
Obszar 5: Zdrowie i dostęp do opieki zdrowotnej, bezpieczeństwo publiczne				
X50	Liczba osób korzystających z pomocy społecznej w przeliczeniu na 1000 mieszkańców (osoby/1000 mieszkańców)	Destymulanta	Gmina	2009-2016
X51	Ludność przypadająca na 1 aptekę ogólnodostępną (osoby/1 aptekę)	Destymulanta	Gmina	2004-2016
X53	Podmioty opieki ambulatoryjnej (przychodnie) na 10.000 mieszkańców (szt./10 000 mieszkańców)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X58	Bieżące wydatki budżetowe w dziale bezpieczeństwo publiczne i ochrona przeciwpożarowa na 1 mieszkańca	Stymulanta	Gmina	2008-2016
Obszar 6: Infrastruktura techniczna, potencjał inwestycyjny finansów publicznych, atrakcyjność obszaru i ochrona środowiska				
X61	Sieć rozdzielcza kanalizacyjna na 100 km <sup>2</sup> (km/100 km <sup>2</sup> powierzchni)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X63	Korzystający z instalacji wodociągowej (% ogółu)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X67	Wydatki majątkowe inwestycyjne gmin (zł/1 mieszkańca)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X69	Wydatki na obsługę długu publicznego gminy na 1 mieszkańca	Destymulanta	Gmina	2007-2016
X71	Udział powierzchni obszarów prawnie chronionych w ogólnej powierzchni gminy (% ogółu)	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X72	Lesistość obszaru	Stymulanta	Gmina	2004-2016
X75	Zużycie wody na 1 mieszkańca (m <sup>3</sup> /1 mieszkańca)	Destymulanta	Gmina	2004-2016