EkoMiasto#Środowisko

Zrównoważony, inteligentny i partycypacyjny rozwój miasta

pod redakcją
Agnieszki Rzeńcy

WYDAWNICTWO UNIWERSYTETU ŁÓDZKIEGO

EFSS

norway grants

http://dx.doi.org/10.18778/7969-576-8.10

Elżbieta Antczak*

OCENA I PROGNOZOWANIE ZMIAN ŚRODOWISKOWYCH

10

*Dr, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii Przestrzennej, e-mail: wiszniewska@uni.lodz.pl

10.1. Charakterystyka zjawisk środowiskowych

Podstawowym wyznacznikiem stanowiącym o możliwości rozwoju i czynnikiem decydującym o wyborze optymalnej koncepcji rozwoju miasta jest środowisko przyrodnicze. Jednakże środowisko przyrodnicze miasta ulega ciągłym zmianom i przekształceniom powodowanym głównie działalnością człowieka. Z drugiej strony, wysokie walory przyrodnicze miasta to jeden w wymogów miejskiego środowiska mieszkaniowego (zob. rozdział *Miasto jako system ekologiczny*), zintegrowanego rozwoju (zob. rozdział *Polityka ekologiczna miasta*) czy też bezpieczeństwa ekologicznego (zob. rozdziały *Bezpieczeństwo ekologiczne miasta* oraz *Adaptacja terenów zurbanizowanych do zmian klimatu*). Jest to również jedna z determinant zrównoważonego rozwoju miasta. Zatem prawidłowe rozpoznanie uwarunkowań przyrodniczych, a także ocena i prognozowanie zmian środowiskowych mają kluczowe znaczenie w planowaniu zrównoważonego rozwoju miasta, podejmowaniu właściwych rozwiązań, realizacji działań na rzecz ochrony środowiska, podnoszenia jego jakości czy też określenia funkcji ekologicznej miasta. Wielowymiarowość procesów przyrodniczych, wielość cech przyrodniczych oraz zmian cechujących środowisko miasta mogą stwarzać trudności w kontekście pomiaru i oceny tych zjawisk. Wykorzystanie metod ilościowych stanowi pewien nieskomplikowany sposób pozyskania pełnego wizerunku przyrodniczego jednostki statystycznej na tle wszystkich jednostek (zbiorowości statystycznej, populacji generalnej) bądź wybranych miast (próby statystycznej) pod względem zebranych wyróżniających informacji (cech statystycznych): mierzalnych (ilościowych), jak i niemierzalnych (jakościowych). Charakterystyka miast pod względem zachodzących zjawisk środowiskowych (cech statystycznych, takich jak np.: wielkość emisji zanieczyszczeń do powietrza, zużycie energii elektrycznej, wydatki na ochronę powietrza, udział terenów zieleni w powierzchni ogółem, intensywność zalesień i in.) polega na przeprowadzeniu kompleksowego badania statystycznego. Badanie to jest procesem złożonym i wieloetapowym. Poprzez gromadzenie, analizę danych, a następnie interpretację wyników zakłada się poznanie struktury i dynamiki wspomnianej zbiorowości statystycznej, zaobserwowanie czynników ją kształtujących, a także ustalenie rodzaju związków występujących pomiędzy cechami. Badanie statystyczne obejmuje między innymi takie etapy, jak [Sobczyk, 2010, s. 18]:

- przygotowanie (projektowanie), czyli ustalenie zbiorowości statystycznej, np. wybranych 66 największych miast Polski, skonstruowanie celu badania, np. porównanie miast pod względem ilości zbieranych corocznie odpadów na mieszkańca i ocena zmian wielkości zjawisk na przestrzeni lat, dobór cech statystycznych, w tym wskaźników, np. ilość zmieszanych odpadów komunalnych zebranych w ciągu roku w kg przypadająca na 1 mieszkańca na przestrzeni wybranych lat oraz dobór narzędzi badawczych, w tym miar położenia, miar zmienności, miar asymetrii, zbudowanie indeksów indywidualnych, wyznaczenie średniego tempa zmian;
- obserwacja statystyczna obejmuje proces zbierania danych (zob. rozdział *Technologie i narzędzia informatyczne w zarządzaniu środowiskiem*);
- opracowanie statystyczne, czyli zinformatyzowanie zgromadzonego materiału statystycznego oraz prezentacja graficzna;
- analiza opracowanego materiału statystycznego, gdzie najczęściej wyróżnia się trzy jej kierunki: analizę struktury zjawiska z punktu widzenia jednej cechy, analizę zależności pomiędzy dwiema cechami, analizę zmian poziomu zjawiska w czasie.

Jak już wspomniano, w celu charakterystyki (opisu, analizy, prognozowania) zjawisk i prawidłowości środowiskowych cechujących miasta wykorzystuje się wiele metod z zakresu statyki i ekonometrii (tab. 10.1).

Tabela 10.1. Obszary zastosowań wybranych metod ilościowych w charakterystyce zjawisk środowiskowych miasta

Obszar badań miejskich	Metody
Ujawnienie i ocena prawidłowości oraz stanu czynników przyrodniczych	Miary położenia (średnie, przeciętne), m.in. średnia arytmetyczna, geometryczna, harmoniczna, kwartyle, decyle, centyle, dominanta
Pomiar zróżnicowania, zmienności, podobieństwa miast pod względem poziomu zrównoważonego rozwoju	Miary zmienności (rozproszenia, dyspersji), m.in. odchylenie standardowe, odchylenie przeciętne, wariancja, współczynnik zmienności, rozstęp, typowy obszar zmienności; miary asymetrii; wskaźniki struktury
Ocena zmian procesów środowiskowych w czasie (kierunek, intensywność, tempo)	Indeksy i przyrosty (absolutne, względne, indywidualne, agregatowe, jednopodstawowe, łańcuchowe), średnie tempo zmian
Analiza zmian strukturalno-geograficznych zjawisk środowiskowych	Metody przesunięć udziałów (klasyczna, dynamiczna, przestrzenna)
Ujawnienie nierówności w zasobach i czynnikach przyrodniczych (koncentracja, specjalizacja)	Indeksy lokalizacji; indeksy koncentracji i specjalizacji; krzywa Lorenza
Syntetyczne ujęcie zjawiska; mierniki poziomu zrównoważonego rozwoju	Metody taksonomiczne (taksonomiczne miary rozwoju, miary bezwzorcowe)
Analizy korelacji, powiązań w systemie środowisko–gospodarka–społeczeństwo; wskazanie determinant zrównoważonego rozwoju	Miary korelacji
Zależności przestrzenne w procesach ekologicznych (dyfuzja, grupowanie się)	Macierze wag przestrzennych; indeksy autorelacji przestrzennej (globalne, lokalne)
Identyfikacja przyczyn i skutków zachodzących procesów zrównoważonego rozwoju	Modele przyczynowo-skutkowe (liniowe, nieliniowe, jednorównaniowe, wielorównaniowe)
Prognozowanie, przewidywanie zmian środowiskowych	Metody matematyczno-statystyczne, m.in. modele tendencji rozwojowej, modele przyczynowo-skutkowe, modele autoregresyjne; metody niematematyczne, m.in. ankietowe, intuicyjne, ekspertyz

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnych częściach niniejszego rozdziału w celu ukazania możliwości wykorzystania metod ilościowych w ocenie procesów zrównoważonego rozwoju zachodzących w mieście omówiono (wraz z przykładami empirycznymi) wybrane spośród prezentowanych narzędzi statystyczno-ekonometrycznych.

10.2. Statystyka środowiskowa

Miary położenia (miary przeciętne, miary tendencji centralnej) wskazują miejsce wartości najlepiej reprezentującej (najbardziej typowej) wszystkie wielkości zmiennej [Stanisz, 2006, s. 115]. Inaczej mówiąc, wartości miar położenia świadczą o przeciętnym poziomie rozważanej cechy. Ze względu na syntetyczny charakter tych miar są one stosowane do porównań zbiorowości w czasie i przekroju [Tatarzycki, 2008, s. 138]. Do miar płożenia należą miary klasyczne (średnia arytmetyczna, średnia harmoniczna, średnia geometryczna) i miary pozycyjne (modalna, inaczej: dominanta, moda; kwartyle, do których zaliczamy: kwartyl pierwszy, kwartyl drugi, czyli medianę, kwartyl trzeci oraz decyle). Najpowszechniej stosowanym parametrem statystycznym spośród miar pozycyjnych jest średnia arytmetyczna, dla szeregu szczegółowego, opisywana wzorem:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \tag{1}$$

gdzie:
$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna,
x_i – wartość i-tej cechy,
n – liczba obserwacji

Obliczanie średniej arytmetycznej

Na podstawie informacji o ilości zmieszanych odpadów komunalnych zebranych w ciągu roku ogółem w kilogramach na mieszkańca w wybranych miastach Polski w roku 2005 i 2013 wyznaczymy: ile średnio w każdym roku odpadów generują badane miasta?

Ilość zmieszanych odpadów zebranych w ciągu roku w kg na mieszkańca

Miasto	2005	2013
Łódź	394	262
Piotrków Trybunalski	233	174
Skierniewice	239	311
Płock	335	300
Ostrołęka	277	198
Siedlce	349	284
Radom	298	202
Warszawa	488	307
Kraków	314	270
Nowy Sącz	306	250

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Obliczanie średniej arytmetycznej

Według wzoru (1) obliczono, że w roku 2005 średnia ilość zebranych odpadów w badanych miastach wynosi: $\bar{x} = \frac{3233}{10} = 323{,}3$ kg na mieszkańca, a w 2013 $\bar{x} = \frac{2558}{12} 255{,}8$ na mieszkańca. Na podstawie obliczonych wartości średnich można wyciągnąć dodatkowy wniosek, że średnio więcej odpadów w kilogramach na mieszkańca zebrano w roku 2005 niż w roku 2013.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Należy uważać na dokładność wartości obliczonej średniej (w odniesieniu do liczby miejsc po przecinku). Nie zawsze taką wartość można poddać sensownej interpretacji. Zależy to od charakteru badanego zjawiska. Przykładowo, dla ilości zmieszanych zebranych w ciągu roku odpadów wartość średniej z dokładnością do kilku miejsc po przecinku jest stosowana, ale, np. dla liczby składowisk odpadów średnia liczba składowisk rzędu 14,3 sztuk nie ma sensowej interpretacji. Warto również zauważyć, że średnia przyjmuje wartość arbitralną, często niewystępującą w badanym szeregu, ale spełniającą nierówność: $x_{\min} \le \bar{x} \le x_{\max}$. Ponadto obliczanie średniej opiera się na wszystkich obserwacjach, co z jednej strony jest ogromną zaletą (ma to znaczenie praktyczne i teoretyczne), ale z drugiej jest to poważna wada omawianej miary. Na wartość średniej duży wpływ mają tzw. wartości skrajne, obserwacje odstające (duże i małe wartości cech) [Stanisz, 2006, s. 116]. Jednakże nadal jest to miara najpowszechniej stosowana do wyrażania przeciętnego poziomu zmiennej.

Gdy znane są wartości średnich arytmetycznych dla badanych grup, możliwe jest obliczenie globalnej średniej analizowanego zjawiska. Średnią ze średnich opisuje wzór:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} \bar{x}_i n_i \qquad (2)$$

gdzie:
$\bar{\bar{x}}$ – średnia arytmetyczna dla wszystkich grup łącznie,
$\bar{x}_i$ – średnia arytmetyczna dla i-tej grupy obserwacji,
n – liczba obserwacji w i-tej grupie,
N – suma liczebności obserwacji we wszystkich grupach.

Wyznaczanie średniej ze średnich (średniej globalnej)

Posiadając informacje o średniej arytmetycznej ilości zebranych odpadów w 2005 (323,3 kg/mieszkańca), w 2013 (255,8 kg/mieszkańca) oraz o liczebności grup (po 10 miast), podstawiając dane do wzoru (2), można powiedzieć, że średnia ilość zebranych odpadów zmieszanych w latach 2005–2013 w miastach w Polsce wyniosła 289,6 kg na mieszkańca.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie szeregu szczegółowego w procesie grupowania danych można skonstruować szereg rozdzielczy przedziałowy. Pierwszym etapem konstrukcji takiego szeregu jest ustalenie liczby klas ze wzoru [Sobczyk, 2010, s. 28]:

$$k = \sqrt{n} \tag{3}$$

gdzie:
k – liczba klas,
n – liczebność próby.

Z kolei aby określić rozpiętość przedziałów klasowych, czyli różnicę pomiędzy górną i dolną granicą przedziału, stosuje się (najczęściej) podany poniżej wzór:

$$h = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k} \tag{4}$$

gdzie:
h – rozpiętość przedziału klasowego,
k – liczba klas,
$x_{\max}$ – maksymalna wartość badanej cechy występująca pośród badanych jednostek,
$x_{\min}$ – minimalna wartość cechy w próbie.

Szeregi rozdzielcze przedziałowe z domkniętymi przedziałami klasowymi: np. [3-4], [5-6], [7-8]. Szeregi rozdzielcze przedziałowe z otwartą dolną granicą przedziału: np. (1-5], (5-9], (9-13].

Dla szeregu rozdzielczego przedziałowego średnią wyznacza się z następującego wzoru:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{k} \dot{x}_i \cdot n_i}{\sum_{i=1}^{k} n_i} \tag{5}$$

gdzie:
$\dot{x}_i$ – środek i-tego przedziału klasowego ($\dot{x}_i = \frac{x_{i0} + x_{i1}}{2}$),
x_i – wartość i-tej cechy,
n_i – liczebność i-tej cechy lub danego przedziału – inaczej częstość występowania.

Średniej arytmetycznej nie można obliczyć dla szeregu rozdzielczego przedziałowego, gdzie pierwszy i/lub ostatni przedział mają otwarte klasy (odpowiednio dolną i górną). Wówczas dogodniejszą miarą wskazującą wartość środkową jest mediana (kwartyl drugi) [więcej zob. np. Jóźwiak, Podgórski, 2012, s. 36–37] (zob. *EkoMiasto#Gospodarka*, rozdział *Modelowanie rozwoju gospodarczego miasta*).

Szereg szczegółowy dotyczący danych o ilości zmieszanych odpadów komunalnych zebranych w ciągu 2013 roku w wybranych miastach przekształcono w szereg rozdzielczy przedziału, ustalając liczbę klas – wzór (3): $k = \sqrt{n} = \sqrt{10} \approx 3$, a rozpiętość – wzór (4): $h = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{3} = \frac{311-174}{3} = \frac{137}{3} \approx 46$. Tym samym pozyskano również informację o miastach, które należą do grupy jednostek generujących największą ilość odpadów i tych, w których w 2013 roku zebrano ich najmniej. Wyznaczono również średnią ilość zebranych zmieszanych odpadów w badanych miastach dla roku 2013.

Ilość zmieszanych odpadów zebranych w ciągu 2013 roku w kg na mieszkańca

Ilość odpadów	**Liczba miast (n_i)**	$\dot{x}_i$	$\dot{x}_i \cdot n_i$
(174-220]	3	197	591
(220-266]	2	243	486
(266-312]	5	289	1445
suma	10	–	2522

Korzystając z obliczeń pomocniczych i podstawiając do wzoru (5) odpowiednie wartości, można powiedzieć, że w roku 2013 średnia ilość zebranych zmieszanych odpadów wyniosła $\overline{x} = \frac{2522}{10} \approx 252{,}2$ kg/mieszkańca. Można zauważyć również, że wartość średniej wyznaczonej z szeregu szczegółowego jest inna (255,8 kg/mieszkańca) niż dla szeregu rozdzielczego przedziałowego (252,2 kg/mieszkańca). Różnica ta wynika z faktu utraty pewnej informacji przy agregacji szeregu szczegółowego w szereg rozdzielczy przedziałowy. Do grupy miast o najniższej ilości odpadów należą Piotrków Trybunalski, Ostrołęka, Radom, a do grupy o najwyższym poziomie zjawiska: Skierniewice, Płock, Siedlce, Warszawa.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Miary zmienności, do których można zaliczyć m.in. rozstęp (empiryczny obszar zmienności), wariancję, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności, dostarczają informacji o stopniu zróżnicowania (dyspersji, rozproszenia) zbiorowości pod względem badanej cechy. Miary te są przydatne w prowadzeniu analiz porównawczych dwóch zbiorowości, gdyż wykrywają skrupulatne różnice między poszczególnymi jednostkami wchodzącymi w ich skład. Najprostszą miarą zmienności jest rozstęp, czyli różnica pomiędzy największą ($x_{\max}$) i najmniejszą ($x_{\min}$) wartością cechy w danej zbiorowości:

$$R = x_{\max} - x_{\min} \tag{6}$$

Rozstęp nie jest miarą doskonałą, bowiem mogą istnieć różne szeregi o takich samych wartościach rozstępu (taką sytuację mogą determinować wartości odstające), ale wewnątrz zbiorowości jednostki mogą się bardzo różnić między sobą. Zatem wartość rozstępu zależy jedynie od dwóch jednostek zbiorowości i określa maksymalną różnicę, jaką zaobserwowano wśród wartości cechy. Dlatego stanowi on jedynie wstęp do dalszych badań nad zróżnicowaniem zbiorowości.

W praktyce równie często stosuje się też: wariancję, odchylenie standardowe i współczynnik zmienności. Wariancją zmiennej nazywamy średnią arytmetyczną kwadratów odchyleń poszczególnych wartości zmiennej od średniej arytmetycznej całej zbiorowości [Stanisz, 2006, s. 121]:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}{n} \tag{7}$$

Wariancja posiada wiele własności [Sobczyk, 2007, s. 51]. Należy zwrócić uwagę, że wariancja jest wartością nieujemną. Ponadto jest miarą mianowaną (mianem wariancji jest kwadrat jednostki fizycznej, w jakiej mierzona jest badana cecha), co oznacza brak możliwości jej bezpośredniej interpretacji. Niemniej jednak im zbiorowość bardziej zróżnicowana, tym wyższa jest wartość wariancji. Na podstawie wariancji oblicza się odchylenie standardowe, które jest po prostu pierwiastkiem kwadratowym z wariancji:

$$s = \sqrt{s^2} \tag{8}$$

Odchylenie standardowe jest miarą zróżnicowania o mianie zgodnym z mianem zmiennej i informuje, o ile wszystkie jednostki danej zbiorowości różnią się przeciętnie na ± od średniej arytmetycznej analizowanej zmiennej.

Ocena zróżnicowania zjawiska na podstawie wybranych miar zmienności

Na podstawie danych dotyczących ilości zmieszanych odpadów komunalnych zebranych w ciągu roku ogółem w kilogramach na mieszkańca w wybranych miastach Polski oceniono zróżnicowanie zjawiska w dwóch dostępnych latach. Tym samym uzyskano również informację o spadku ilości produkowanych odpadów na przełomie badanego okresu, o roku, w którym wahania w ilości produkowanych odpadów są większe, o skali zróżnicowania poziomu zjawiska w miastach w latach badania.

Wartości miar zmienności opisujące ilość zebranych zmieszanych odpadów w wybranych miastach w Polsce

Rok	Rozstęp	Wariancja	Średnia	Odchylenie standardowe
2005	255	5705,8	232,2	75,5
2013	137	2401,9	255,8	49,0

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wartości miar zmienności cechujących dwa lata analizy (wzór (6)) można stwierdzić większą różnicę pomiędzy maksymalnym a minimalnym poziomem ilości zebranych odpadów w 2005 roku (R = 255 kg na mieszkańca). Wartość rozstępu w 2013 roku (R = 137 kg na mieszkańca) może wstępnie świadczyć o postępującej redukcji zróżnicowania miast w ilości zbieranych odpadów, a także redukcji poziomu zja-

wiska w jednostce, gdzie ilość ta była największa. Tezę tę potwierdza również wartość wariancji (wzór (7)), która w roku 2013 jest o ok. 50% niższa w odniesieniu do roku 2005. Zatem zgodnie z definicją miary zróżnicowanie badanych miast w 2013 roku pod względem ilości zebranych zmieszanych odpadów spada. Wartość odchylenia standardowego (wzór (8)) w 2013 roku jest również niższa od wartości tej miary w 2005 roku. Zatem w 2013 roku odchylenie (rozproszenie) przeciętnej ilości zebranych odpadów wśród miast od średniej arytmetycznej dla tego roku wynosi ±49 kg na mieszkańca i jest mniejsze niż w 2005 roku.

Źródło: opracowanie własne.

W celu porównania zróżnicowania dwóch zbiorowości nie można poprzestać na wartości odchyleń standardowych. Wyrażają one jedynie przeciętne zróżnicowanie względem różnych wartości średnich. Nie mówią też o sile rozproszenia. By porównać zmienność dwóch różnych cech lub jednej cechy w dwóch grupach należy obliczyć współczynnik zmienności:

$$V_s = \frac{s}{\bar{x}} \cdot 100 \qquad (9)$$

Praktycznie w badaniach przyjmuje się, że wartości współczynnika zmienności powyżej 10% świadczą o silnym zróżnicowaniu jednostek zbiorowości pod względem badanej cechy.

Analiza porównawcza siły oraz kierunku zróżnicowania cechy

Na podstawie poniższych informacji można stwierdzić, w którym roku badania występuje silniejsze zróżnicowanie miast pod względem poziomu zjawiska i czy siła tego zróżnicowania maleje – może to świadczyć o redukcji ilości zebranych zmieszanych odpadów.

Wartości współczynnika zmienności dla ilości zebranych zmieszanych odpadów w wybranych miastach Polski

Rok	Współczynnik zmienności
2005	23%
2013	19%

Wartości współczynników zmienności (wzór (9)) w obydwu latach analizy świadczą o dużym zróżnicowaniu ilości zebranych zmieszanych odpadów komunalnych w miastach (wartości współczynników kształtują się na poziomie powyżej 10%). Jednakże skala zróżnicowania maleje w latach. W 2013 roku siła zmienności jest o 4 p.p. niższa niż w roku 2005. Co nie zmienia faktu, że wśród badanych miast nadal są takie, w których poziom zjawiska jest znacznie wyższy bądź niższy niż przeciętnie ogółem.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza dynamiki umożliwia ocenę zmian poziomu cechy w czasie. Spośród narzędzi służących prowadzeniu analizy zmian zjawisk w czasie najbardziej praktyczne są wskaźniki dynamiki, czyli indeksy [Sobczyk, 2007, s. 311]. Do metod analizy dynamiki zjawisk należą: przyrosty absolutne i względne, indeksy indywidualne i zespołowe, modele wahań w czasie, metody wyodrębniania trendu i in. [więcej zob. Cieślak, 2004, s. 62–104].

Indeks (*i*) dynamiki jest liczbą powstałą przez podzielenie wielkości zjawiska w momencie badanym (bieżącym) xt przez wielkość tego zjawiska w okresie podstawowym x0. Może być wyrażony w ułamku lub procentach. Jeżeli indeks przyjmuje wartości z przedziału 0 (lub 0%) ≤ i < 1 (lub 100%), świadczy to o spadku poziomu cechy. Wartość większa od 1 (lub 100%) informuje o wzroście poziomu zjawiska. Indeks równy 1 (lub 100%) oznacza, że poziom zjawiska nie uległ zmianie. W zależności od podstawy porównań wyróżnia się indeksy jednopodstawowe:

$$i = \frac{x_1}{x_1}, \frac{x_2}{x_1}, \ldots \frac{x_{n-1}}{x_1}, \frac{x_n}{x_1} \tag{10}$$

gdzie x_1 jest stałą podstawą porównań. Indeksy jednopodstawowe określają, o ile wzrósł/spadł poziom zjawiska w okresie badanym w porównaniu z okresem bazowym. Z kolei indeksy łańcuchowe informują, o ile wzrósł/spadł poziom zjawiska w odniesieniu do okresu bezpośrednio poprzedzającego okres badany:

$$i = \frac{x_2}{x_1}, \frac{x_3}{x_2}, \ldots \frac{x_{n-1}}{x_{n-2}}, \frac{x_n}{x_{n-1}} \tag{11}$$

W celu oceny zmian w poziomie zjawiska nie tylko między dwoma wskazanymi okresami, ale w całym okresie objętym analizą wykorzystuje się średnią geometryczną liczoną z iloczynu indeksów łańcuchowych:

$$\bar{i}_G = \sqrt[n-1]{i_{2/1} \cdot i_{3/2} \cdot \ldots \cdot i_{n/n-1}} = \sqrt[n-1]{\frac{x_2}{x_1} \cdot \frac{x_3}{x_2} \cdot \ldots \cdot \frac{x_n}{x_{n-1}}} = \sqrt[n-1]{\frac{x_n}{x_1}} \tag{12}$$

Na podstawie wyznaczonej średniej geometrycznej (12) oblicza się średnie tempo zmian:

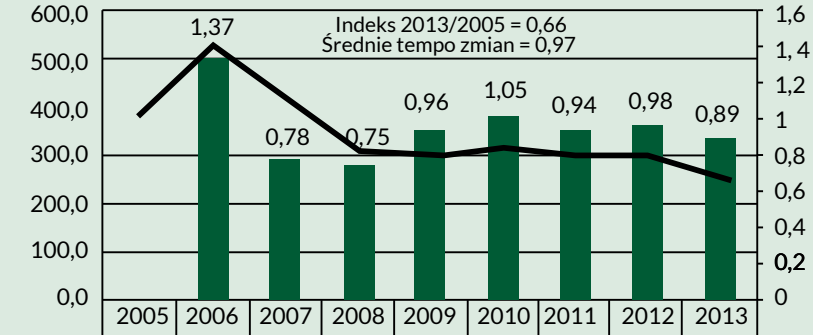
$$\overline{T}_n = (\bar{i}_G - 1) \cdot 100\% \tag{13}$$

Miary oceny dynamiki zmian zjawiska w czasie

Zebrano dane dotyczące ilości zebranych zmieszanych odpadów komunalnych w kg na mieszkańca w Łodzi w latach 2005–2013. Wartości indeksów oraz wartość średniego tempa zmian zamieszczono na wykresie. Podjęto próbę odpowiedzi na pytania: czy w badanym okresie nastąpiły zmiany w poziomie badanego zjawiska w Łodzi? Które lata cechowały się największymi zmianami? Czy nastąpiła redukcja ilości odpadów? Czy średnie tempo zmian wskazuje na efektywność prowadzonych działań w zakresie gospodarki odpadami?

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Zmiany w ilości zebranych odpadów komunalnych w Łodzi w latach 2005–2013



	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Indeksy		1,37	0,78	0,75	0,96	1,05	0,94	0,98	0,89
Odpady	393,8	537,6	418,1	312,9	300,3	316,3	298,7	293,0	261,6

Na podstawie wartości indeksu jednopodstawowego (wzór (10)) można stwierdzić, że w roku 2013 nastąpił spadek ilości zebranych odpadów komunalnych o 34% w odniesieniu do roku 2005. Jedynie w 2006 roku w odniesieniu do roku 2005 o 37% oraz w 2010 w stosunku do 2009 o 5% miał miejsce wzrost poziomu zmiennej. W pozostałych latach analizy nastąpił spadek wielkości zjawiska, największy w roku 2008 w odniesieniu do 2007 o 22%. Średnie tempo zmian (wzory (12) i (13)) wskazuje na efektywność prowadzonych działań w zakresie gospodarki odpadami, gdyż w latach 2005–2013 odnotowano coroczny spadek ilości odpadów o 3%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

10.3. Ocena zmian strukturalno-geograficznych

Metoda przesunięć udziałów (*shift-share analysis*) jest metodą statystyczną umożliwiającą przeprowadzenie wnikliwej, wielowymiarowej analizy charakteru zmian wielkości zjawisk [Dunn, 1960]. Potrzeba takich badań wynika z tego, że dwa miasta, dwa regiony, dwie jednostki różnią się pod względem struktury oraz pod względem zachodzących w przestrzeni geograficznej i w czasie procesów gospodarczo-środowiskowych. Wiele zmiennych ekonomicznych, ekologicznych, społecznych wykazuje znaczną wrażliwość na zmiany w zróżnicowaniu struktur. Zatem analiza strukturalno-geograficzna przesunięć udziałów pozwala na badanie i ocenę poziomu rozwoju (o różnym nachyleniu) danego regionu na tle poziomu rozwoju obszaru referencyjnego. Na przykład zmiany (tempo zmian) ekologicznego rozwoju miasta, wyrażonego wielkością terenów zielonych czy stanem jakości powietrza, ocenia się w kontekście zmian struktury czynników determinujących ten rozwój (np. kategorii i powierzchni terenów zielonych czy rodzajów i skali zanieczyszczeń), dokonując porównania poziomu tego rozwoju z innymi jednostkami i obszarem referencyjnym. Wyniki badań dostarczają cennych informacji, które mogą posłużyć do promowania

kluczowych dla ekologicznego rozwoju regionu rodzajów działalności, a także wskazać niekorzystne procesy spowalniające ten rozwój. Z równania ogólnie zapisanego w następujący sposób:

Efekt netto = Efekt strukturalny + Efekt geograficzny (14)

wyznacza się efekty netto (dla każdej badanej jednostki), stanowiące względną zmianę poziomu zjawiska w regionie pomniejszoną o zmianę tego zjawiska w regionie referencyjnym (zazwyczaj ogół badanych jednostek) [Dinc, 2002, s. 275–302]. Efekt netto pozwala na wyselekcjonowanie efektów strukturalnych (opisujących zmiany zachodzące w strukturze zjawiska) i geograficznych (określających zmiany wynikające z lokalnych uwarunkowań i konkurencyjności jednostki), determinujących jego wielkość.

Shift-share – podejście klasyczne. W podejściu klasycznym, które zakłada uwzględnienie zmian zjawiska jedynie w dwóch okresach badania (w bieżącym w odniesieniu do bazowego), zmianę netto wyznacza się w następujący sposób [Suchecki, 2010, s. 175]:

$$tx_{r\bullet} - tx_{\bullet\bullet} = \sum_i w_{r\bullet(i)}(tx_{\bullet i} - tx_{\bullet\bullet}) + \sum_i w_{r\bullet(i)}(tx_{ri} - tx_{\bullet i}) \quad (15)$$

gdzie:

$tx_{r\bullet}$ – tempo zmian poziomu zjawiska z okresu bieżącego w odniesieniu do bazowego w regionie r-tym,

i – sektor,

$tx_{\bullet\bullet}$ – efekt globalny,

$w_{r\bullet(i)}$ – wagi regionalne dla regionu r,

$(tx_{r\bullet} - tx_{\bullet\bullet})$ – efekt całkowity netto (globalny),

$(tx_{\bullet i} - tx_{\bullet\bullet})$ – strukturalny czynnik wzrostu regionalnego,

$(tx_{ri} - tx_{\bullet i})$ – geograficzny, lokalny czynnik wzrostu w i-tym sektorze r-tego regionu.

Shift-share – podejście dynamiczne. Wadą podejścia klasycznego jest jego statyczność (co w praktyce oznacza obliczanie zmian na bazie indeksów jednopodstawowych). Jeśli jednak badana jest zmiana wartości na przestrzeni kilku lat, to nieuzasadnione wydaje się założenie o stałości w czasie udziałów wartości zmiennej [Barff, Knight, 1988]. Stąd metodę klasyczną przekształcono w dynamiczną – wyznaczanie zmian wartości badanej cechy i poszczególnych efektów sekwencyjnie, dla każdej pary kolejnych okresów [Antczak, Żółtaszek, 2010, s. 15]. Ostatecznie otrzymane wyniki sumuje się, stosując następującą formułę obliczeń:

$$\sum_s (tx_{r\bullet} - tx_{\bullet\bullet}) = \sum_s \sum_i w_{r\bullet(i)}(tx_{\bullet i} - tx_{\bullet\bullet}) + \sum_s \sum_i w_{r\bullet(i)}(tx_{ri} - tx_i) \quad (16)$$

Przykład analizy strukturalno-geograficznej

Dane dotyczą udziału powierzchni terenów zieleni w powierzchni wybranych miast w Polsce w latach 2004–2013 (*P* – parki spacerowo-wypoczynkowe, *Z* – zieleńce, *ZU* – zieleń uliczna, *ZO* – tereny zieleni osiedlowej). Wyznaczono tempa zmian (w mia-

Źródło: opracowanie własne.

stach, średnie, globalne, sektorowe), efekty netto (N), czynniki strukturalne (S), geograficzne (G) oraz sektorowe. Dokonano identyfikacji czynników determinujących te zmiany. Korzystając ze wzorów (14)–(16), przeprowadzono analizę zmian w strukturze zjawiska oraz wyznaczono miasta najbardziej i najmniej konkurencyjne pod względem tempa rozwoju.

Wyniki analizy strukturalno-geograficznej

Miasto	Średnie $tx_{r\bullet}$	Efekty (p.p.)		
		N	S	G
Wrocław	6,3%	0,1	0,5	-0,4
Bydgoszcz	15,4%	9,2	-2,3	11,6
Włocławek	-0,3%	-6,5	3,8	-10,3
Łódź	11,3%	5,2	-1,7	6,9
Skierniewice	-1,7%	-7,9	-4,1	-3,7
Kraków	25,3%	19,1	2,0	17,1
Tarnów	-21,2%	-27,3	-1,9	-25,4
Radom	16,0%	9,8	-0,1	9,9
Warszawa	-13,5%	-19,7	2,4	-22,1
Opole	49,0%	42,8	1,0	41,9
Rzeszów	-48,9%	-55,1	3,7	-58,8
Gdańsk	29,6%	23,4	-0,2	23,6
Sopot	57,1%	51,0	-3,2	54,1
Poznań	-1,1%	-7,3	0,8	-8,1
Tempo globalne	$tx_{\bullet\bullet}$ = 6,2%			
Średnie tempo sektorowe $tx_{\bullet i}$	-2,2%	5,5%	23,5%	5,6%
Efekt sektorowy netto $tx_{\bullet i} - tx_{\bullet}$ (w p.p.).	-8,4	-0,7	17,3	-0,6

Tempo globalne: ogółem (w obszarze referencyjnym, czyli w badanych miastach) nastąpił wzrost udziałów powierzchni terenów zielonych w powierzchni miast w latach 2004–2013 o 6,2%. *Średnie tempo zmian* (*miejskie*): największy wzrost udziału terenów zielonych (ogółem) w badanych latach miał miejsce w Sopocie (57,1%) i Opolu (49%), a spadek w Rzeszowie (o ok. 49%), uwzględniając zmiany z roku na rok. Zbliżone tempo zmian do tempa globalnego cechowało Wrocław. *Sektorowe tempo zmian*: wskazuje na najwyższy wzrost udziału powierzchni zieleni ulicznej (o 23,5%) w badanych miastach

Źródło: opracowanie własne.

w 2013 roku w odniesieniu do 2004 roku, uwzględniając zmiany w latach 2005–2012. Takie tempo wzrostu było o ponad 17 p.p. szybsze od tempa krajowego (efekt netto sektorowy). Natomiast spadek udziału powierzchni zaobserwowano w przypadku parków (o 2,2% w 2013 roku względem 2004 roku), co skutkowało wolniejszym o 8,4 p.p. tempem wzrostu w porównaniu do tempa obszaru referencyjnego. *Efekty*: wartości efektu netto (N) wskazują, że najszybszym tempem wzrostu udziału powierzchni terenów zielonych w badanych latach cechował się Sopot (o 51 p.p. szybsze niż w obszarze referencyjnym). Na korzystne zmiany poziomu analizowanej zmiennej w Sopocie decydujący wpływ miały szybsze zmiany wewnętrzne związane z konkurencyjnością i lokalnymi uwarunkowaniami (efekt geograficzny (G) wyniósł 54,1 p.p.) w odniesieniu do wolniejszych zmian w tym zakresie w innych miastach. Równie szybkie i szybsze od globalnego tempo wzrostu można zauważyć w Opolu, Gdańsku, Krakowie (od 19,1 p.p. do 23,4 p.p.). Podobnie w Bydgoszczy i Łodzi. Wprawdzie wartość efektu geograficznego nie była w tych miastach tak wysoka jak w przypadku Sopotu, ale w większym stopniu lokalne czynniki determinowały szybsze tempo zmian niż zmiany w strukturze obszarów zielonych (wartość efektu netto: dodatnia, wartość efektu geograficznego: dodatnia i wyższa od efektu strukturalnego). Najwolniejsze tempo wzrostu zanotowano w Rzeszowie (o 55,1 p.p.), Tarnowie (27,3 p.p.) i Warszawie (19,7 p.p.). W wymienionych miastach na wielkość efektu netto wpływ miała ich niekonkurencyjność (niekorzystne czynniki lokalne) względem sytuacji w innych miastach (wartości efektu netto: ujemne, wartości efektu geograficznego: ujemnie i wyższe od wartości efektu strukturalnego).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

10.4. Ujawnianie nierówności w zasobach i czynnikach rozwoju miasta

W celu ujawnienia i pomiaru stopnia nierówności wykorzystuje się różne miary koncentracji przestrzennej. Koncentracja (w sensie nieprzestrzennym) jest wyznaczana bez uwzględnienia zróżnicowania wag poszczególnych jednostek. Zakłada się więc, że dla każdej obserwacji wagi są identyczne. Natomiast koncentracja przestrzenna wyznaczana poprzez nadanie wag zakłada zróżnicowanie jednostek pod względem badanych cech wobec innych jednostek przestrzennych, jak i obszaru referencyjnego. Nierówność w sensie koncentracji rozumiana jest jako nierównomierne rozłożenie ogólnej sumy wartości badanej cechy pomiędzy poszczególne jednostki zbiorowości [Baumann, Hayes, Slottje, 1995]. Najczęściej ujawniana jest na podstawie wartości mierników opartych na krzywej Lorenza [Suchecki, 2010], która z kolei wykreślana jest w oparciu o współczynniki lokalizacji przestrzennej. Syntetyczne ujęcie koncentracji może być wyrażone współczynnikiem Giniego. Zastosowanie wyżej wymienionej miary, opartej na krzywej koncentracji Lorenza, w kontekście ekorozwoju miasta pozwala na ustalenie, na ile procesy, zasoby, uwarunkowania potencjału są rozłożone równomiernie. Ponadto współczynnik Giniego wskazuje, które determinanty przyczyniają się do wzrostu nierówności ekorozwoju, uwzględniając wymiar czasu i przestrzeni geograficznej.

Współczynnik lokalizacji (*Location Quotient – LQ*). Koncentrację przestrzenną (rozmieszczenie przestrzenne) czynników, zasobów, determinant ekologicznego rozwoju miast można analizować, stosując współczynniki lokalizacji określone w sposób następujący:

$$LQ_r^i = \frac{(x_r^i / \sum x_r)}{(\sum x_i / \sum x)} = \frac{p_r^i}{q_r} \tag{17}$$

gdzie:

x_r^i – wartość analizowanego czynnika, zasobu zmiennej x dla miasta (regionu) r-tego (r = 1, 2, ..., R) w i-tym kryterium podziału (przekroju) czynnika, zasobu, sektora dla i = 1, 2, ..., S,

$\sum x_r$ – wartość całkowita dla i-tej kategorii analizowanego przekroju,

$\sum x_i$ – wartość całkowita sumy obserwacji według wszystkich kategorii danego przekroju zmiennej x dla regionu r-tego,

$\sum x$ – suma wszystkich obserwacji zmiennej x,

p_r^i – udział indywidualnej obserwacji regionalnej dla r-tego regionu w wartości całkowitej i-tej kategorii przekrojowej,

q_r (zmienna wagowa) – udział całkowitej sumy obserwacji według wszystkich kategorii zmiennej w danym r-tym regionie w sumie wszystkich obserwacji zmiennej.

Wartości udziałów są niezależne od wyboru jednostki miary. W przypadku identyczności rozkładów przestrzennych różnice udziałów są równe zero. Natomiast różność od zera wartości składowych udziałów świadczy o mniejszym lub większym zróżnicowaniu regionalnym analizowanych zmiennych. W celu obliczenia LQ konstruuje się tzw. tablice kontyngencji w postaci szeregów dla jednostek w przekroju i po jednym dla każdej kategorii zmiennej.

Ogólna interpretacja współczynników lokalizacji jest następująca:

- $LQ > 1$: w danej jednostce występuje wyższy poziom koncentracji analizowanego zjawiska konkretnej kategorii niż w obszarze referencyjnym (nadwyżka, koncentracja);
- $LQ < 1$: w danej jednostce występuje niższy poziom koncentracji analizowanego zjawiska konkretnej kategorii niż w obszarze referencyjnym (niedobór);
- $LQ = 1$: rozkład analizowanej zmiennej w danej jednostce konkretnej kategorii jest podobny względem rozkładu tej zmiennej w obszarze referencyjnym (brak koncentracji, niedobór).

Możliwa jest również szczegółowa interpretacja współczynników lokalizacji przestrzennej, gdzie pod uwagę brane są procentowe wielkości różnicy pomiędzy wartością LQ obliczoną dla danego regionu i obszaru referencyjnego (gdzie zakłada się, że $LQ = 1$). Wyniki poniżej zera mówią o niższej koncentracji zjawiska w danym regionie o wynikową wielkość w % od koncentracji zjawiska w obszarze referencyjnym. Wynik na plus oznacza wyższą koncentrację zjawiska w danym regionie niż w obszarze referencyjnym o wielkość różnicy wyrażoną w procentach. Zerowa wartość różnicy oznacza rozkład równomierny cechy (podobnie jak w regionie referencyjnymi). Analizę koncentracji prowadzi się w jednym lub wielu punktach czasowych. Daje to ogólny obraz zmian skali koncentracji zjawiska w czasie i nierówności w zasobach i czynnikach determinujących rozwój miasta, regionu, jednostki.

#współczynnik lokalizacji

Obliczanie współczynników lokalizacji przestrzennej (LQ)

Dane dotyczą powierzchni obszarów prawnie chronionych w wybranych miastach Polski (r = 8) w podziale na rezerwaty przyrody (RP), parki krajobrazowe (PK) i użytki ekologiczne (UE), i = 3, dla 2013 roku (w ha). Na podstawie wartości współczynników

Źródło: opracowanie własne.

lokalizacji przestrzennej (wzór (17)) należy wskazać miasta, które cechują się ponadprzeciętną koncentracją i niedoborem powierzchni badanych obszarów. Na podstawie obliczeń można stwierdzić, że największa powierzchnia obszarów cechuje Kraków, najmniejsza Sopot. Z kolei wyznaczone wartości współczynników lokalizacji przestrzennej dla miast i poszczególnych typów obszarów chronionych ujawnią nierówności w zasobach zieleni miast.

Powierzchnia obszarów prawnie chronionych (w podziale na trzy kategorie) oraz wartości współczynników lokalizacji przestrzennej (LQ) w wybranych miastach w 2013 roku (w ha)

Miasto	RP	PK	UE	$\sum x_i$	LQ_{RP}	LQ_{PK}	LQ_{UE}
Łódź	79,65	1675,8	109,44	1864,89	0,39	1,03	3,42
Piotrków Trybunalski	35,32	961	35,8	1032,12	0,31	1,07	2,02
Warszawa	1796,3	2536,6	13,5	4346,40	3,74	0,67	0,18
Kraków	48,58	4778,8	105,64	4933,02	0,09	1,11	1,25
Kielce	59,47	2119	1	2179,47	0,25	1,11	0,03
Gdańsk	260,8	2450	87,91	2798,71	0,84	1,00	1,83
Gdynia	168,5	4200	27,2	4395,70	0,35	1,10	0,36
Sopot	11,7	704	1,7	717,40	0,15	1,12	0,14
$\sum x_r$	2460,32	19425,2	382,19	$\sum x = 22267{,}7$	0,73	1,03	1,15

Ustalono zmienną wagową, którą jest udział łącznej powierzchni poszczególnych typów obszarów chronionych w powierzchni całkowitej danej kategorii obszarów. Wartości współczynników lokalizacji wskazują na wysoką koncentrację powierzchni rezerwatów przyrody w Warszawie, LQ = 3,74, o ponad 250% większą niż w obszarze referencyjnym, dla którego LQ = 1. Najniższą koncentracją tego typu obszarów w 2013 roku odznaczał się Kraków (91% poniżej średniej względem ogółu analizowanych miast, a zatem wykazano niedobór obszarów tej kategorii w Krakowie). Największą koncentracją powierzchni parków krajobrazowych cechował się Sopot (LQ = 1,12). Najniższym poziomem koncentracji – Warszawa (LQ = 0,67). Zbliżony do przeciętnego (referencyjnego) poziom koncentracji powierzchni osiągnął Gdańsk. Z kolei współczynniki lokalizacji przestrzennej dla użytków ekologicznych wskazują na Łódź jako ośrodek miejski, który ma największą powierzchnię wymienionych użytków (LQ = 3,42). Najniższą koncentracją przestrzenną badanej zmiennej, wręcz niedoborem, odznaczają się Kielce (LQ = 0,03). Średnie wartości współczynników lokalizacji (wartości wyboldowane) mogą wskazywać na istnienie pewnej nierównomierności rozkładu cechy odnośnie powierzchni użytków ekologicznych (LQ = 1,15) i rezerwatów przyrody (LQ = 0,73), a równomierne rozłożenie w przypadku parków krajobrazowych (LQ = 1,03). Tezy te mogą zostać zweryfikowane obrazem krzywej Lorenza oraz wartościami indeksów przestrzennej koncentracji Giniego.

Źródło: opracowanie własne.

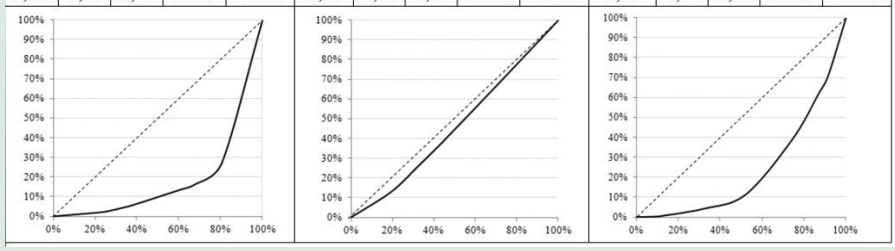
Krzywa Lorenza jest podstawowym narzędziem badania w analizach koncentracji, również w przypadku danych przestrzennych [Suchecki, 2010, s. 147]. Krzywa Lorenza przechodzi przez punkty (0,0) oraz (1,1) w przypadku części całości (ułamków) lub (100,100) w przypadku udziałów procentowych. Żadna z wartości funkcji nie znajduje się powyżej głównej przekątnej. Im bardziej podział wartości całkowitej x jest równomierny, tym bardziej krzywa Lorenza jest bliższa głównej przekątnej (równomiernego podziału). Im bardziej podział X jest nierówny, tym bardziej krzywa Lorenza jest oddalona od głównej przekątnej oraz leży bliżej osi poziomej i pionowej. Osie te odpowiadają drugiej skrajnej granicy, kiedy całość wartości x jest w posiadaniu tylko jednej jednostki w danej populacji. Krzywe Lorenza pokazują porządek rozkładów od najbardziej równomiernego do najbardziej skoncentrowanego.

Wizualizacja koncentracji przestrzennej za pomocą krzywych Lorenza

Formalnym potwierdzeniem wniosków o koncentracji przestrzennej jest krzywa Lorenza. Poniżej zamieszczono obliczenia niezbędne do wykreślenia krzywej.

Obliczenia pomocnicze służące konstrukcji krzywych Lorenza dla typów powierzchni chronionych

REZERWATY PRZYRODY					PARKI KRAJOBRAZOWE					UŻYTKI EKOLOGICZNE				
p	*q*	*LQ*	0%	0%	*p*	*q*	*LQ*	0%	0%	*p*	*q*	*LQ*	0%	0%
0,02	0,22	0,09	2%	22%	0,13	0,20	0,67	13%	20%	0,003	0,10	0,03	0%	10%
0,005	0,03	0,15	2%	25%	0,13	0,13	1,00	26%	32%	0,004	0,03	0,14	1%	13%
0,02	0,10	0,25	5%	35%	0,09	0,08	1,03	34%	40%	0,04	0,20	0,18	4%	33%
0,01	0,05	0,31	6%	40%	0,05	0,05	1,07	39%	45%	0,07	0,20	0,36	11%	52%
0,07	0,20	0,35	13%	60%	0,22	0,20	1,10	61%	65%	0,28	0,22	1,25	39%	74%
0,03	0,08	0,39	16%	68%	0,25	0,22	1,11	85%	87%	0,23	0,13	1,83	62%	87%
0,11	0,13	0,84	27%	80%	0,11	0,10	1,11	96%	97%	0,09	0,05	2,02	71%	92%
0,73	0,20	3,74	100%	100%	0,04	0,03	1,12	100%	100%	0,29	0,08	3,42	100%	100%



Obrazy krzywych Lorenza wskazują na największe oddalenie krzywej od głównej przekątnej w przypadku powierzchni rezerwatów przyrody oraz użytków ekologicznych. Zatem można stwierdzić, że koncentracja zmiennej w tych kategoriach obszarów w 2013 roku nie jest równomiernie rozłożona we wszystkich badanych miastach. Z kolei rozmieszczenie powierzchni parków krajobrazowych wydaje się równomierne (niewielkie odchylenie krzywej Lorenza od linii równomiernego podziału).

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wartości relatywnego (przestrzennego) indeksu koncentracji Giniego można wnioskować o stopniu koncentracji zjawiska. Wspomniany indeks koncentracji przestrzennej może być funkcją wartości współczynnika lokalizacji [Krugman, 1991; Kim, 2000]:

$$G_r^i = \frac{\Delta}{4L\overline{Q}_r^i} \tag{18}$$

dla

$$\Delta = \frac{1}{R(R-1)} \sum_{r=1}^{R} \sum_{m=1}^{R} \left| LQ_r^i - LQ_m^i \right| \tag{19}$$

gdzie:
LQ – współczynnik lokalizacji,
R – liczba regionów (miast),
r, m – konkretny region (miasto).

Indeks Giniego przyjmuje wartość zero, jeżeli struktura zjawiska w danej kategorii ma rozkład identyczny ze strukturą globalną (referencyjną) tej zmiennej, oraz wartość 0,5, jeżeli badana zmienna jest całkowicie skoncentrowana w jednym obiekcie (regionie, mieście).

Relatywny indeks koncentracji przestrzennej Giniego

Wartości relatywnego indeksu koncentracji przestrzennej Giniego dla trzech kategorii powierzchni obszarów prawnie chronionych w ośmiu wybranych miastach w 2013 roku świadczą o nierównomiernym rozkładzie powierzchni rezerwatów przyrody i użytków ekologicznych według miast. Teza ta została potwierdzona wartościami indeksów koncentracji przestrzennej Giniego wyznaczonych ze wzorów (18) i (19).

Wartości indeksów koncentracji przestrzennej powierzchni obszarów prawnie chronionych w wybranych miastach Polski w 2013 roku

	RP	PK	UE
Gini	0,27	0,03	0,23

Potwierdzeniem wniosków dotyczących przestrzennego rozmieszczenia powierzchni obszarów prawnie chronionych są wartości współczynników Giniego. Największa skala koncentracji cechuje rezerwaty przyrody (*Gini* = 0,27). Z kolei o nieznacznej koncentracji przestrzennej można mówić w przypadku powierzchni parków krajobrazowych (*Gini* = 0,03). Sugeruje to równomierny rozkład zmiennej według analizowanych miast.

Źródło: opracowanie własne.

10.5. Identyfikacja powiązań przestrzennych

Powiązania jednostek w przestrzeni geograficznej wynikają z tego, że dwa regiony, miasta, województwa, dwie gminy, dwa powiaty podlegają wpływom innych jednostek oraz zależą od zachodzących tam zmian społecznych, przyrodniczych, ekonomicznych czy też politycznych. Zjawisko to nosi miano autokorelacji przestrzennej. Jest to stopień skorelowania obserwowanej wartości zmiennej w danej lokalizacji z wartością tej samej zmiennej w innej lokalizacji. Zatem wartości badanej zmiennej determinują i jednocześnie są determinowane przez jej realizacje w innych lokalizacjach. Konsekwencją zależności przestrzennych jest przestrzenne

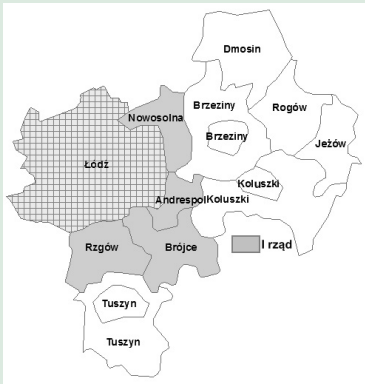
grupowanie się wartości obok siebie (podobnych: autokorelacja dodatnia bądź różnych: autokorelacja ujemna) [Anselin, 1988]. Należy zaznaczyć, że zależności przestrzenne cechują się większą siłą oddziaływań pomiędzy obiektami znajdującymi się w bliższej przestrzeni. Siła to maleje wraz z rosnącą odległością między jednostkami [Tobler, 1970, s. 236]. Interakcje przestrzenne ujmuje się w postaci macierzy powiązań przestrzennych, a następnie macierzy wag przestrzennych. Pomiaru autokorelacji przestrzennej dokonuje się, stosując różnego rodzaju statystyki przestrzenne. W zachodzących w jednostkach miejskich procesach środowiskowych ważną rolę odgrywają wyżej wspomniane zależności interregionalne (sąsiedztwo regionów, dystans, bliskość, lokalizacja przestrzenna). Przykładowo zanieczyszczenia powietrza transportowane są wraz z wiatrem na dalekie odległości (bez względu na istniejące fizycznie granice administracyjne). Co więcej, wywóz odpadów może odbywać się na teren innej jednostki, a tereny zieleni, lesistość, obszary prawnie chronione czy też środowiskowe wydatki inwestycyjne obejmują swym zasięgiem wiele jednostek przestrzennych, bez względu na sztucznie ustalone granice podziału administracyjnego [Rousset, Ferdy, 2014, s. 781–790].

Macierze wag przestrzennych stanowią reprezentację zachodzących interakcji pomiędzy jednostkami w przestrzeni geograficznej. Konstrukcja macierzy oparta jest na definicji sąsiedztwa (kontyngencji) lub odległości (dystansu). Jednym z etapów budowania macierzy wag jest tzw. standaryzacja wierszami, co w praktyce oznacza, że elementy każdego wiersza sumują się do jedności. Wówczas z macierzy interakcji przestrzennych otrzymujemy macierz wag przestrzennych, gdzie na głównej przekątnej są zera (tak jak w macierzy interakcji przestrzennych), ale poza nią – elementy dodatnie i mniejsze od jedności. Macierz jest macierzą kwadratową i symetryczną mającą tyle wierszy i kolumn, ile jest obszarów geograficznych poddanych analizie.

Macierze konstruowane są na podstawie definicji sąsiedztwa. W przypadku bezpośredniego sąsiedztwa mówimy, że dwa obszary geograficzne są sąsiednie, kiedy mają wspólną granicę. Wówczas w macierzy interakcji przestrzennych jedynka oznacza istnienie wspólnej granicy pomiędzy jednostkami, zero zaś wskazuje na brak wspólnej granicy, czyli brak sąsiedztwa.

Wizualizacja sąsiedztwa I rzędu

Na podstawie sąsiedztwa miasta Łódź z gminami z powiatu łódzkiego wschodniego sporządzono mapę sąsiedztwa I rzędu.



Sąsiedztwo I rzędu miasta Łódź z innymi gminami powiatu łódzkiego wschodniego

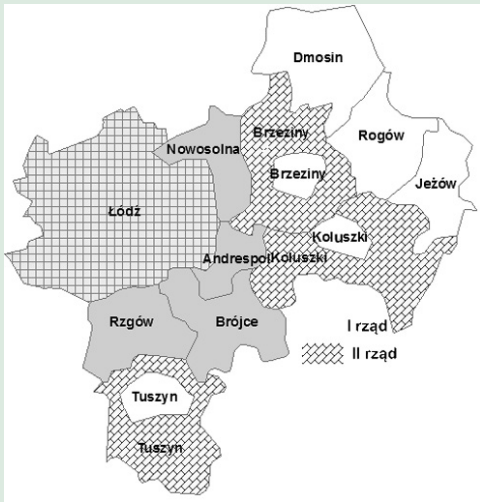
Z mapki wynika, że miasto Łódź posiada wspólną granicę i bezpośrednio sąsiaduje z gm. Nowosolna, gm. Andrespol, gm. Brójce i gm. Rzgów. Jest to sąsiedztwo I rzędu (w macierzy zależności przestrzennych odpowiada to wstawionej „1”).

Źródło: opracowanie własne.

Charakterystyka miejsc w przestrzeni jedynie poprzez bezpośrednie sąsiedztwo jest dużym uproszczeniem. Dwa obszary niebędące sąsiednimi mogą być względnie bliskie lub bardziej oddalone. Zatem definicję sąsiedztwa można uogólnić, mówiąc, że dwa obszary są sąsiednie rzędu n-tego, kiedy trzeba przekroczyć przynajmniej n granic, aby przejść od jednego do drugiego (n jest dodatnią liczbą całkowitą).

Wizualizacja sąsiedztwa II rzędu

Na podstawie sąsiedztwa miasta Łódź z gminami z powiatu łódzkiego wschodniego sporządzono mapę sąsiedztwa II rzędu.



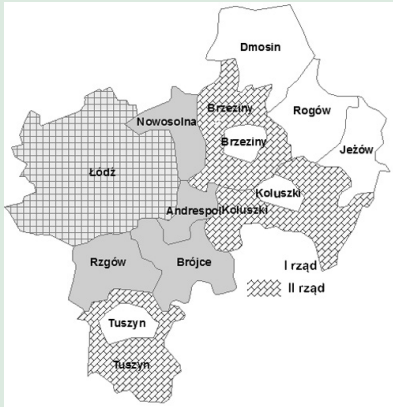
Sąsiedztwo I i II rzędu dla miasta Łodzi z gminami powiatu łódzkiego wschodniego

Z mapki wynika, że miasto Łódź posiada wspólną granicę i bezpośrednio sąsiaduje z gm. Nowosolna, gm. Andrespol, gm. Brójce i gm. Rzgów. Jest to sąsiedztwo I rzędu (w macierzy zależności przestrzennych odpowiada to wstawionej „1"). Sąsiadem drugiego rzędu dla miasta Łodzi jest gm. wiejska Brzeziny, gm. wiejska Koluszki, gm. wiejska Tuszyn, co też odpowiada w macierzy wstawionej jedynce.

Źródło: opracowanie własne.

Sąsiedztwo I rzędu i sąsiedztwo według ustalonego promienia *g*

Na podstawie sąsiedztwa miasta Łódź z gminami z powiatu łódzkiego wschodniego sporządzono mapy sąsiedztwa I rzędu i ustalonego promienia *g*.



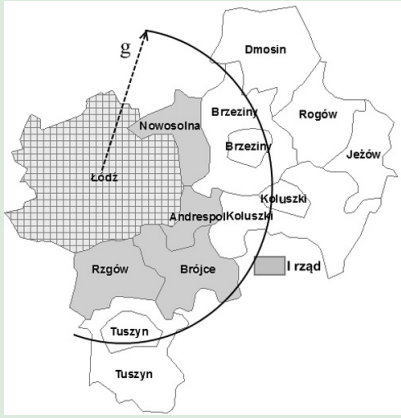
Sąsiedztwo miasta Łódź z innymi gminami powiatu łódzkiego wschodniego II rzędu i według ustalonego promienia *g*

Sąsiedztwo miasta Łodzi według wspólnej granicy: gm. Nowosolna, gm. Andrespol, gm. Brójce, gm. Rzgów, gm. wiejska Brzeziny, gm. wiejska Koluszki, gm. wiejska Tuszyn.

Źródło: opracowanie własne.

Sąsiedztwo I rzędu i sąsiedztwo według ustalonego promienia *g*

Na podstawie sąsiedztwa miasta Łódź z gminami z powiatu łódzkiego wschodniego sporządzono mapy sąsiedztwa I rzędu i ustalonego promienia g.



Sąsiedztwo miasta Łódź z innymi gminami powiatu łódzkiego wschodniego II rzędu i według ustalonego promienia *g*

Sąsiedztwo miasta Łodzi według ustalonego promienia g: gm. Nowosolna, gm. Andrespol, gm. Brójce, gm. Rzgów, gm. miejska Brzeziny, gm. miasto Brzeziny, gm. miasto Koluszki, gm. wiejska Koluszki, gm. wiejska Tuszyn, gm. miasto Tuszyn.

Źródło: opracowanie własne.

Istnienie wspólnej granicy odpowiada I rzędowi sąsiedztwa. Im bardziej oddalone od siebie są dwa obszary, tym wyższy jest rząd kontyngencji. Wyznaczenie sąsiedztwa jest względnie łatwe w przypadku danych obszarowych i powierzchniowych: powiatów, gmin, województw itd. Natomiast dla danych punktowych (w tym miast) brak wspólnej granicy (czyli brak bezpośredniego sąsiedztwa) prowadzi często do zaniku interakcji międzyregionalnej. Do rozwiązania tego problemu konieczne jest rozważanie interakcji przestrzennych w kategoriach różnie rozumianej bliskości i niebliskości obiektów. Najbliższymi sąsiadami są obiekty posiadające wspólną granicę lub mieszczące się w otoczeniu o określonym promieniu g. Zatem konstrukcja macierzy odległości (dystansu fizycznego, ekonomicznego, czasowego) opiera się na założeniu, że na głównej przekątnej są zera, a pozostałe elementy stanowią reprezentację bliskości (niebliskości), wpisując odpowiednio 1, gdy odległość pomiędzy regionami jest mniejsza od pewnej ustalonej granicy g, i 0 – dla odległości pomiędzy obszarami większej niż g. Na bazie tak skonstruowanej macierzy odległości budowana jest macierz wag przestrzennych.

Wybór macierzy zależności przestrzennych jest procesem skomplikowanym i wymaga wiedzy, doświadczenia badacza, a także znajomości specyfiki analizowanego zjawiska.

Ogólny obraz zachodzących w przestrzeni zależności międzyregionalnych (siła i kierunek autokorelacji przestrzennej) mierzy się globalną statystyką Morana I [Moran, 1950]:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{\mathbf{z}^T\mathbf{W}\mathbf{z}}{\mathbf{z}^T\mathbf{z}} \qquad (20)$$

gdzie:
n – liczba obserwacji,
x_i, x_j – wartości zmiennej x w lokalizacjach i i j,
$\overline{x}$ – średnia wartość obserwacji x_1,
w_{ij} – elementy przestrzennej macierzy wag **W**, standaryzowanej wierszami do jedności,
z – wektor z elementami od $z_1, \ldots, z_n$, dla

Wartość statystyki należy do przedziału <-1,1>. Jeżeli sąsiadujące w przestrzeni obiekty są do siebie podobne (tworzą klastry), wartość statystyki jest dodatnia. Jeżeli obiekty są różne, wartość statystyki jest ujemna. Brak korelacji między sąsiadującymi wartościami oznacza wartość oczekiwaną I bliską zeru [Suchecki, 2010, s. 119–122]. Istnienie globalnej autokorelacji przestrzennej weryfikowane jest zestawem hipotez: H_0 – obserwowane wartości zmiennej są rozmieszczone w sposób losowy pomiędzy poszczególnymi lokalizacjami, czyli brak jest autokorelacji przestrzennej, H_1 – występuje autokorelacja przestrzenna. W literaturze przedmiotu zakłada się, że efektywność wykrywania zależności przestrzennych wzrasta wraz ze wzrostem liczebności próby [Suchecki, 2010, s. 133].

W celu weryfikacji ich istotności przeprowadza się natomiast tzw. testy randomizacji [Anselin, Bera, 1998; Le Gallo, Ertur, 2003].

Przykładowa interpretacja wartości globalnej statystyki Morana *I*

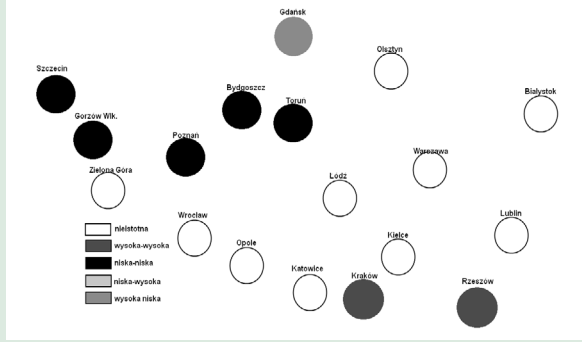
Zebrano dane dotyczące wielkości emisji zanieczyszczeń pyłowych z zakładów szczególnie uciążliwych w 2014 roku w wybranych 18 miastach Polski w tonach na mieszkańca (będących głównymi siedzibami województw). Wykorzystując macierz zbudowaną według ustalonego promienia odległości (do 340 km), wyznaczono wartość globalnej statystyki Morana *I*, oceniono jej istotność, a tym samym uzyskano odpowiedź na pytanie: czy wielkość emisji zanieczyszczeń pyłowych w miastach w 2014 roku jest determinowana zależnościami przestrzennymi (sąsiedztwem innych miast)? Inaczej mówiąc, czy na wielkość emisji zanieczyszczeń pyłowych w danym mieście ma wpływ wielkości emisji tego związku w miastach oddalonych o odległości do 340 km? Jaki jest kierunek tych zależności? Uzyskana w wyniku obliczeń (wzór (20)) wartość statystyki Morana *I* wyniosła $I = 0{,}11$, a poziom pseudoistotności $p = 0{,}02$. Oznacza to, że na przyjętym arbitralnie poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$ wyznaczona statystyka globalnych zależności przestrzennych jest dodatnia i istotna statystycznie: $p < \alpha$. Odrzucamy hipotezę zerową na korzyść alternatywnej o występowaniu autokorelacji przestrzennej. Znak statystyki wskazuje na grupowanie się miast o podobnych wielkościach emisji obok siebie (wysokich obok wysokich, niskich obok niskich). Dokładniejszy obraz tych zależności uzyskamy, wyznaczając lokalne indeksy autokorelacji przestrzennej.

Źródło: opracowanie własne.

Lokalna autokorelacja (wyrażona miernikami LISA, lokalna statystyka Morana I_i) identyfikuje lokalne zależności przestrzenne (według przyjętej macierzy wag przestrzennych **W**) [Anselin, 1995]. Suma wszystkich wartości mierników lokalnej autokorelacji jest proporcjonalna do wartości miary globalnej autokorelacji. LISA, wskazując na statystycznie istotne skupienia podobnych wartości w sąsiadujących lokalizacjach, pozwala na szczegółowy wgląd w strukturę rozmieszczenia przestrzennego badanej zmiennej, identyfikację obszarów nietypowych, skupień dużych i małych wartości oraz jednorodnych podobszarów.

Lokalna autokorelacja przestrzenna – indeksy LISA

Na podstawie informacji dotyczących zależności przestrzennych mających istotny statystycznie wpływ na wielkość emisji zanieczyszczeń pyłowych z zakładów szczególnie uciążliwych w wybranych miastach w roku 2014 wyznaczono indeksy LISA i poziomy istotności statystycznej.

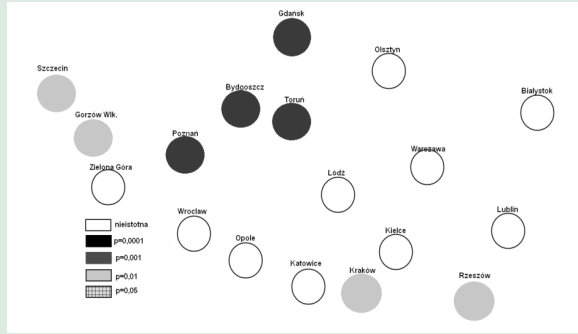


LISA dla miast determinowane wielkością emisji pyłowej w 2014 roku

Źródło: opracowanie własne.

Ocena zróżnicowania zjawiska na podstawie wybranych miar zmienności

Można zauważyć, że klaster niskich wartości poziomu emisji zanieczyszczeń (*cold spots*) tworzą takie miasta, jak: Szczecin, Gorzów Wielkopolski, Bydgoszcz, Toruń i Poznań. Zatem wzrost wielkości emisji zanieczyszczeń pyłowych z zakładów szczególnie uciążliwych w 2014 do powietrza w tych miastach nie powoduje wzrostu poziomu emisji zanieczyszczeń w miastach będących ich sąsiadami (zdefiniowanych w macierzy **W**). Natomiast miastami, w których wzrost zanieczyszczeń pyłowych przyczynia się do wzrostu poziomu zjawiska w miastach będących sąsiadami (w odległości do 340 km od środka geograficznego badanej jednostki), są Kraków i Rzeszów (*hot spots*). Można również dostrzec jedną obserwację odstającą: Gdańsk, gdzie poziom emisji zanieczyszczeń jest wysoki, ale otaczają go miasta (w obrębie do 340 km) o niskim poziomie zjawiska. Zatem potencjalnie stwarza on zagrożenie dla czystości powietrza w miastach sąsiednich.



Mapa poziomów pseudo istoności dla indeksów LISA

Źródło: opracowanie własne.

Mapa obrazuje poziom istotności statystycznej indeksów LISA, czyli siłę interakcji przestrzennych zachodzących między miastami. Z legendy mapy można odczytać, że najwyższa siła zależności (poziom pseudoistotności p = 0,0001) cechuje takie miasta, jak: Gdańsk, Bydgoszcz, Toruń, Poznań. Mniejsza siła oddziaływania charakteryzuje Szczecin, Gorzów Wielkopolski, Rzeszów i Kraków (p = 0,01).

Źródło: opracowanie własne.

10.6. Ekoprognoza

Prognozowanie jest naukowym, racjonalnym procesem przewidywania przyszłych zdarzeń (nieznanych) na podstawie zdarzeń znanych [Cieślak, 2004]. Rola prognoz w ekologicznym rozwoju miast (ekoprognoz) sprowadza się do dostarczenia najbardziej obiektywnych, uzasadnionych rozwiązań dotyczących kształtowania się wielkości przyszłych zjawisk ekologicznych cechujących rozwój miast.

Jednym z narzędzi stanowiących podstawę konstrukcji prognozy jest model tendencji rozwojowej. Model ten jest konstruowany w oparciu o analityczną metodę wyodrębniania trendu z całego szeregu czasowego (ciąg obserwacji przedstawiający kształtowanie się zjawiska w kolejnych okresach). Trend definiowany jest jako długookresowa skłonność do jednokierunkowych zmian (wzrostu lub spadku) wartości badanej zmiennej. We wspomnianym modelu znajduje się również część niepodlegająca objaśnieniu (zawierająca przypadkowe wahania szeregu, trudne do identyfikacji *a priori*), która nazywana jest składową przypadkową (składnik losowy) [Sobczyk, 2010, s. 189–194]. Model tendencji rozwojowej (model trendu) zawiera tylko jedną zmienną objaśniającą, którą jest czas t (zmienna czasowa, numer okresu, momentu). Zmienna czasowa przyjmuje zazwyczaj wartości: 1, 2, ..., n [Kukuła, 2003, s. 230]. W zależności od postaci analitycznej funkcji wyróżnia się różne rodzaje trendu. Do najczęściej wykorzystywanych należy funkcja liniowa [Zeliaś, 2000]. Wówczas trend liniowy można zapisać jako:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \tag{21}$$

gdzie:
β_0, β_1 – nieznane parametry strukturalne funkcji trendu,
β_1 – stała zmiana z okresu na okres wartości zmiennej objaśnianej (y_t),
ε_t – składnik losowy.

Funkcję można oszacować za pomocą metody najmniejszych kwadratów [Kukuła, 2003, s. 149]. Wartości teoretyczne analizowanej zmiennej (y_t) wyznacza się z relacji:

$$\hat{y}_t = b_0 + b_1 t \tag{22}$$

gdzie:
$\hat{y}_t$ – wartości teoretyczne zmiennej objaśnianej wyznaczone na podstawie oszacowanej funkcji trendu,
b_0, b_1 – wartości ocen parametrów funkcji.

Różnica pomiędzy wartościami empirycznymi zmiennej objaśnianej (y_t) w danym okresie a wartościami teoretycznymi zmiennej objaśnianej (wyznaczonymi z modelu, $\hat{y}_t$) to reszty funkcji, czyli $y_t - \hat{y}_t = e_t$.

#model tendencji rozwojowej

Wyznaczanie prognoz na podstawie modeli tendencji rozwojowej

Wyznaczenie prognoz wielkości emisji zanieczyszczeń gazowych w Łodzi i w Warszawie polega na podstawieniu kolejnych wartości zmiennej czasowej od 18 do 23 do oszacowanych modeli tendencji rozwojowej (wzór (23)). Tym samym otrzymamy wartości prognoz na lata 2015–2020.

Źródło: opracowanie własne.

Interpretacja oszacowań modelu tendencji rozwojowej

Zebrano dane dotyczące wielkości rocznej emisji zanieczyszczeń gazowych ogółem z zakładów szczególnie uciążliwych w Łodzi i Warszawie w latach 1998–2014 w tonach na mieszkańca. Następnie na podstawie wzorów (21) i (22) oszacowano funkcje trendu liniowego: Warszawa $\hat{y}_t = 8{,}40 - 0{,}05t$, Łódź $\hat{y}_t = 4{,}15 - 0{,}10t$. Oceny parametrów są istotne statystycznie (zatem upływ czasu ma wpływ na wielkość emisji zanieczyszczeń), a własności modeli były zadowalające. Wyniki analizy wskazują następujące własności w kształtowaniu się zjawiska w badanych miastach: w roku poprzedzającym rok okresu badania, czyli w 1997, wielkość emisji z zakładów w Warszawie była większa niż w Łodzi o 4,25 ton na mieszkańca (Warszawa b_0= 8,40 ton na mieszkańca, Łódź b_0= 4,15 ton na mieszkańca). Co więcej, w obu miastach wielkość emisji corocznie spada (ujemne wartości ocen parametrów), jednakże w Łodzi corocznie poziom emisji zanieczyszczeń spadał o 0,1 tony (100 kg) na mieszkańca (b_1= –0,10), a w Warszawie o 0,05 tony (50 kg) dla b_1= –0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Chcąc uzyskać przyszłe wartości funkcji zmiennej objaśnianej, należy dobrać postać analityczną funkcji trendu (liniową, potęgową itd.) i zaleca się, aby ta postać była możliwe prosta [Sobczyk, 2010, s. 190]. Ponadto oceny parametrów muszą wykazywać się statystycznie istotnym wpływem na kształtowanie się wielkości zjawiska. Do weryfikacji hipotez o braku istotności statystycznej ocen parametrów stosuje się np. test *t*-Studenta (zob. *EkoMiasto#Gospodarka*, rozdział *Modelowanie rozwoju gospodarczego miasta*). Co więcej, jakość narzędzia prognostycznego musi być zadowalająca, tzn. parametry stochastyczne modelu tendencji rozwojowej powinny cechować się odpowiednimi wartościami. Mowa tu o współczynnikach: determinacji, zmienności resztowej, zbieżności, odchylenia standardowego składnika resztowego. Reszty modelu muszą odznaczać się określonymi własnościami, m.in. brakiem autokorelacji czasowej, rozkładem normalnym (zob. *EkoMiasto#Gospodarka*, rozdział *Modelowanie rozwoju gospodarczego miasta*).

Prognozowanie w oparciu o funkcję trendu nazywane jest ekstrapolacją. Należy pamiętać, że ekstrapolacja trendu jest właściwą metodą prognozowania krótkookresowego (w ocenach oddziaływania na środowisko czy też politykach ekologicznych za prognozę krótkookresową do 6 lat). Przewidywany poziom zjawiska na kolejny okres (*T*) wyznacza się z relacji:

$$y_T^* = \alpha_0 + \alpha_1 T \quad \text{gdzie:} \quad T = n+1,\ n+2 \text{ itd.} \tag{23}$$

Wyniki prognozowania na podstawie modeli tendencji rozwojowej

Rok prognozy	Zmienna czasowa	**Łódź:** $\hat{y}_t = 4{,}15 - 0{,}10t$	**Warszawa:** $\hat{y}_t = 8{,}40 - 0{,}05t$
2015	18	$y^*_{2015} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 18 = 2{,}35$	$y^*_{2015} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 18 = 7{,}5$
2016	19	$y^*_{2016} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 19 = 2{,}25$	$y^*_{2016} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 19 = 7{,}45$
2017	20	$y^*_{2017} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 20 = 2{,}15$	$y^*_{2017} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 20 = 7{,}4$
2018	21	$y^*_{2018} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 21 = 2{,}05$	$y^*_{2018} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 21 = 7{,}35$
2019	22	$y^*_{2019} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 22 = 1{,}95$	$y^*_{2019} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 22 = 7{,}3$
2020	23	$y^*_{2020} = 4{,}15 - 0{,}10 \cdot 23 = 1{,}85$	$y^*_{2020} = 8{,}40 - 0{,}05 \cdot 23 = 7{,}25$

Na podstawie wartości prognoz można stwierdzić, że wielkość emisji zanieczyszczeń gazowych z zakładów szczególnie uciążliwych w Łodzi w 2020 roku wyniesie 1,85 ton na mieszkańca, a w Warszawie 7,25 ton na mieszkańca (o 5,4 tony na mieszkańca więcej niż w Łodzi). W Łodzi wielkość prognozowanej emisji wskazuje na spadek zmiennej w 2020 roku w odniesieniu do 1997 o 55%, w Warszawie zaś jedynie o 14%, zatem o 41 punktów procentowych mniej niż w badanym okresie w Łodzi.

Źródło: opracowanie własne.

#wiarygodność prognoz

Dopuszczalność (wiarygodność) prognozy punktowej (prognoza równa jednej określonej liczbie), inaczej efektywność predyktora (wybranego do badania modelu), weryfikuje się na podstawie wartości tzw. błędów prognoz ex-ante. Wyrażają one spodziewaną wielkość odchyleń rzeczywistych wartości zmiennych prognozowanych od wyznaczonych z modelu prognoz. Bezwzględny błąd ex-ante oblicza się ze wzoru:

$$V_T = Se \cdot \sqrt{\frac{(T-\bar{t})^2}{\sum_{t=1}^{n}(t-\bar{t})^2} + \frac{1}{n} + 1} \tag{24}$$

gdzie:

Se – odchylenie standardowe składnika losowego (resztowego) funkcji trendu użytej do prognozowania,

$\bar{t}$ – średnia z okresów od 1 do n.

Błąd posiada takie miano jak zmienna prognozowana. W celu obiektywnej oceny średniego błędu prognozy oblicza się tzw. błąd względny, wyrażony w procentach (przyjmuje się, że prognoza jest dopuszczalna, jeżeli $V'_T \leq 10\%$):

$$V'_T = \frac{V_T}{y^*_T} \cdot 100$$

Na podstawie wyznaczonych prognoz wielkości emisji zanieczyszczeń w Łodzi i w Warszawie zweryfikowano jakość wyników.

Jakość prognozowania

Rok prognozy	Wartość prognozy		V_T		V_T' w %	
	Łódź	Warszawa	Łódź	Warszawa	Łódź	Warszawa
2015	2,35	7,5	0,19	0,14	8	2
2016	2,25	7,45	0,18	0,15	8	2
2017	2,15	7,4	0,18	0,15	8	2
2018	2,05	7,35	0,17	0,15	8	2
2019	1,95	7,3	0,17	0,16	9	2
2020	1,85	7,25	0,16	0,16	9	2

Na podstawie obliczonych względnych błędów prognoz (wzory (24) i (25)) można stwierdzić, że otrzymana prognoza może być uznana za dopuszczalną. Błędy ex-ante prognozowanych wielkości emisji zanieczyszczeń gazowych w Łodzi wahają się od 8% do 9%, w Warszawie osiągają stały poziom 2%. Z kolei interpretacja błędu bezwzględnego dla prognozowanego zjawiska na 2020 rok jest następująca: prognozując wielkość emisji zanieczyszczeń gazowych z zakładów szczególnie uciążliwych w Łodzi i w Warszawie w 2020 roku, można się pomylić średnio o ±0,16 ton na mieszkańca.

Źródło: opracowanie własne.

Bibliografia

Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

Anselin L., Bera A. (1998), *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*, [w:] A. Ullah, D. Giles (red.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York.

Antczak E., Żółtaszek A. (2010), *Przestrzenno-czasowe analizy przesunięć udziałów na przykładzie zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce*, Ogólnopolska Konferencja Naukowa im. Prof. A. Zeliasia „Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych", Wydawnictwo UEK w Krakowie, Kraków.

Baumann R.L., Hayes K.J., Slottje D.J. (1995), *Some new methods for measuring and describing economic inequality*, JAI Press Inc., London.
Barff R.A., Knight P.L. (1988), *Dynamic Shift-Share Analysis*, „Growth and Change" nr 19.
Cieślak M. (red.) (2004), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
Dinc M. (2002), *Regional and Local Economic Analysis Tools*, The World Bank Washington, DC.
Dunn E.S. (1960), *A statistical and analytical technique for regional analysis*, Papers of the Regional Science Association, vol. 6.
Jóźwiak J., Podgórski J. (2012), *Statystyka od podstaw*, wyd. VII, PWE, Warszawa.
Kim Y., Barkley D.L., Henry M.S. (2000), *Industry Characteristics Linked to Establishments Concentration in Nonmetropolitan Areas*, „Journal of Regional Science" nr 40(2).
Krugman P. (1991), *Increasing returns and economic geography*, „Journal of Political Economy" nr 99.
Kukuła K. (2003), *Elementy statystyki w zadaniach*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
Le Gallo J., Ertur C. (2003), *Exploratory Spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe*, 1980–1995, Papers in Regional Science, No. 82(2).
Moran P.A.P. (1950), *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, „Biometrika" nr 37(1).
Rousset F., Ferdy J.B. (2014), *Testing environmental and genetic effects in the presence of spatial autocorrelation*, „Ecography" vol. 37, Issue 8.
Sobczyk M. (2010), *Statystyka opisowa*, wyd. I, C.H. Beck, Warszawa.
Sobczyk M. (2007), *Statystyka*, PWN, Warszawa.
Stanisz A. (2006), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. 1–3, wyd. 1, StatSoft, Kraków.
Suchecka J. (2004), *Metody statystyczne: zarys teorii i zadania*, Wydział Zarządzania Politechniki Częstochowskiej, wyd. II, Częstochowa.
Suchecki B. (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa.
Tatarzycki P. (2008), *Statystyka po ludzku*, Warszawa.
Tobler W. (1970), *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography" nr 46(2).
Zeliaś A. (2000), *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa.

WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63, faks (42) 665 58 62

SBN 978-83-7969-576-8

9 788379 695768

Projekt „EkoMiasto. Kształcenie na rzecz zrównoważonego i partycypacyjnego rozwoju miasta" finansowany ze środków funduszy norweskich oraz środków krajowych.

KATEDRA GOSPODARKI
REGIONALNEJ I ŚRODOWISKA

EFSS

norway grants