

Zróżnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin

Tomasz M. Kossowski^a, Paweł Motek^b

Streszczenie. Dochody własne należą do najważniejszych źródeł finansowania samorządów gminnych w Polsce i stanowią przedmiot wielu analiz, ale badania koncentrujące się na przestrzennym aspekcie dochodów własnych są podejmowane niezbyt często. Celem niniejszego artykułu jest identyfikacja zmian w zróżnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. W badaniu wykorzystano dane z Banku Danych Lokalnych GUS, a także z Narodowego Banku Polskiego i Banku Światowego. Przeprowadzona analiza objęła lata 1995–2019. W celu identyfikacji zależności przestrzennej posłużono się współczynnikiem globalnej autokorelacji przestrzennej, do ustalenia stopnia polaryzacji przestrzennej zastosowano metodę LISA, a do oceny poziomu zróżnicowania – współczynnik Giniego.

Uzyskane wyniki pokazały, że w analizowanym okresie występowało zjawisko autokorelacji przestrzennej, które narastało i doprowadziło do polaryzacji przestrzennej gmin w Polsce pod względem ich dochodów własnych. Gminy charakteryzujące się wysokim poziomem dochodów własnych tworzyły klastry przestrzenne w obrębie dużych aglomeracji miejskich, w miejscach eksploatacji złóż naturalnych, wzdłuż zachodniej granicy państwa oraz w pasie nadmorskim. Stwierdzono powiększanie się obszarów wchodzących w skład tych skupień. Natomiast gminy o niskich dochodach własnych były rozmieszczone we wschodniej oraz w południowo-wschodniej Polsce. Nie potwierdzono wpływu dynamiki PKB oraz poziomu nierówności w dochodach własnych na mieszkańca na zmiany współczynnika autokorelacji przestrzennej, a więc procesu polaryzacji przestrzennej.

Słowa kluczowe: dochody własne, gmina, zależność przestrzenna, LISA, klastry przestrzenne, polaryzacja przestrzenna

JEL: H71, C31, R12

The diversity and spatial polarisation of own incomes of the Polish gminas

Abstract. Own incomes are considered one of the most important sources of financing for local governments in Poland. Although own incomes have been the subject of numerous analyses, extensive research focusing on their spatial aspect is rarely conducted. This article aims to identify the changes in the spatial diversification and polarisation of gminas (communes') own incomes. Data from the Local Data Bank of Statistics Poland, the National Bank of Poland and the World Bank were used. The analysis covered the years 1995–2019. The study used the global spatial autocorrelation coefficient and the LISA method to identify the process of spatial dependence

^a Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Polska / Adam Mickiewicz University, Poznań, Faculty of Human Geography and Planning, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9976-4398>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: tkoss@amu.edu.pl.

^b Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Polska / Adam Mickiewicz University, Poznań, Faculty of Human Geography and Planning, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0321-2709>.

and to determine the degree of spatial polarisation. The Gini coefficient was applied to assess the level of diversity.

The results of the analysis confirmed that an increasing spatial autocorrelation occurred in the studied period, leading to the spatial polarisation of the Polish gminas in terms of their own incomes. Gminas with a high level of own income formed spatial clusters within large urban agglomerations, in regions where natural resources were exploited, along the western border and the coastal belt. The findings show that the area of these clusters was expanding. On the other hand, low-own-income gminas were located in eastern and south-eastern Poland. The analysis has not confirmed that the dynamics of the gross domestic product or the level of inequality in gminas' own income *per capita* had any effect on the changes in the spatial autocorrelation coefficient, nor, consequently, on the process of spatial polarisation.

Keywords: own income, gmina, commune, spatial dependence, LISA, spatial cluster, spatial polarisation

1. Wprowadzenie

Jednym z globalnych trendów występujących we współczesnym świecie jest decentralizacja władzy publicznej. Większość państw, niezależnie od ustroju politycznego czy poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, podejmuje lub pogłębia reformy decentralizacyjne (Liu i in., 2017; Rodríguez-Pose i Sandall, 2008; Rondinelli, 1981). Zdecentralizowane zarządzanie państwem ma przynieść wiele korzyści, do których zalicza się m.in. demokratyzację życia publicznego, szybszy rozwój gospodarczy oraz efektywniejsze świadczenie usług publicznych. Wskazuje się również na liczne zagrożenia, takie jak np. nierówność i polaryzacja dochodów, niestabilność makroekonomiczna, zróżnicowanie przestrzennego poziomu dobrobytu czy problem korupcji (Martinez-Vazquez i in., 2017; Prud'homme, 1995). W szczególności decentralizacja fiskalna może być traktowana jako czynnik wpływający na zwiększenie nierówności regionalnych, co m.in. na przykładzie Polski wykazali Rodríguez-Pose i Ezcurra (2010).

Najczęściej wyróżnia się trzy wymiary decentralizacji: polityczny, administracyjny i fiskalny (Martinez-Vazquez i in., 2017; Ruśkowski, 2001; Smoke, 2015). Problematyka dochodów gmin wiąże się przede wszystkim z decentralizacją fiskalną, która obejmuje dwa powiązane ze sobą aspekty. Pierwszy dotyczy podziału dochodów i odpowiedzialności za wydatki pomiędzy poszczególnymi szczeblami administracji publicznej. Drugi wiąże się z zakresem swobody decyzyjnej, jaką dysponują władze lokalne w odniesieniu do dochodów i wydatków (m.in. Kornberger-Sokołowska, 2001). Poziom i struktura dochodów gmin zależą więc z jednej strony od ogólnych zasad użytkowania dochodów własnych oraz transferów z budżetu państwa określonych w ustawach, a z drugiej – od aktywności władz samorządowych mającej na celu zwiększenie poziomu dochodów, a także od specyficznych cech danej jednostki związanych np. z rentą położenia czy surowcami mineralnymi występującymi na jej terenie.

Dochody własne są najważniejszym źródłem finansowania samorządów lokalnych w Polsce. Dzięki nim gminy mogą świadczyć usługi publiczne dla mieszkańców oraz podejmować działania prorozwojowe. Z zapisów Konstytucji Rzeczypospolitej

Polskiej wynika, że do dochodów własnych zaliczają się wszystkie dochody gmin, które nie są subwencjami ani dotacjami celowymi z budżetu państwa. W literaturze z zakresu finansów publicznych można znaleźć różne definicje dochodów własnych. Najczęściej określa się je jako dochody, które na mocy ustaw zostały oddane do dyspozycji samorządów w sposób trwały (Owsiak, 2005), lub jako dochody, które zostały przekazane do budżetów samorządowych w całości i bezterminowo, przy zapewnieniu pewnego stopnia swobody w zakresie ich ustalania, oraz które są związane z lokalną bazą ekonomiczną (Swianiewicz, 2002, 2011). Do dochodów własnych zalicza się więc głównie podatki i opłaty lokalne, dochody z majątku, opłaty z tytułu świadczonych usług publicznych oraz udziały we wpływach z podatków stanowiących dochód budżetu państwa, choć te ostatnie bardzo często są traktowane nie jako dochód własny, ale transfer z budżetu państwa (np. Swianiewicz, 2011).

Dochody własne samorządów terytorialnych zależą m.in. od lokalnej bazy ekonomicznej, co zachęca władze do podejmowania działań rozwojowych w celu zwiększenia poziomu dochodów. Decydują o zakresie autonomii dochodowej, wpływają na poziom świadczonych usług publicznych, a także są źródłem finansowania inwestycji samorządowych (m.in. Kornberger-Sokołowska, 2001; Oulasvirta i Turala, 2009; Poniatowicz, 2015; Swianiewicz, 2011).

Literatura empiryczna dotycząca badania dochodów własnych gmin w Polsce jest bogata i zróżnicowana pod względem stosowanych metod, wskaźników, podejść badawczych oraz uzyskiwanych wyników. Wskazuje się (np. Bal-Domańska, 2018; Duś, 2010; Głowicka-Wołoszyn, 2016; Jarosiński, 2013; Kachniarz, 2011), że poziom oraz zróżnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych zależą od wielu czynników, do których należą przede wszystkim:

- położenie gminy w sąsiedztwie dużej aglomeracji miejskiej;
- wydobywanie surowców mineralnych na terenie gminy (głównie rud miedzi i węgla brunatnego);
- walory turystyczne (dotyczy to przede wszystkim gmin nadmorskich oraz zlokalizowanych w górach);
- występowanie dużych zakładów przemysłowych;
- bliskość granicy państwa;
- aktywność władz samorządowych.

Przegląd literatury wskazuje na dominację podejścia, w którym nie analizuje się rozkładu przestrzennego badanego zjawiska oraz jego zmian w czasie (m.in. Czempas, 2017; Kotlińska, 2009; Kozera i in., 2016; Turala, 2011, 2015). Podejście przestrzenne do analizy dochodów własnych gmin uwzględniają np. publikacje Bal-Domańskiej (2018), Brezdenia i Spalleka (2012), Dusia (2010), Głowickiej-Wołoszyn (2016), Hellera (2008), Jarosińskiego (2013), Kossowskiego i Motka (2009), Motka (2018) oraz Stanny i Strzelczyka (2015), przy czym przeważnie sprowadza się to do prostej analizy przestrzennego zróżnicowania dochodów jednostek

samorządu terytorialnego. Badanie omawiane w niniejszym artykule reprezentuje podejście ilościowo-przestrzenne.

Celem badania jest identyfikacja zmian w zróżnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych. Postawiono następujące pytania badawcze:

1. Jak zmieniały się dochody własne gmin na mieszkańca w latach 1995–2019?
2. Czy występowała zależność przestrzenna, a jeśli tak, to w jaki sposób wpływała na zróżnicowanie przestrzenne dochodów własnych gmin?
3. Jak zmieniał się w analizowanym okresie rozkład przestrzenny klastrów gmin o wysokich i niskich dochodach własnych i jakie czynniki decydowały o tym rozkładzie?
4. Jaka jest stabilność rozkładu przestrzennego klastrów gmin o wysokich i niskich dochodach własnych w analizowanym okresie?
5. Czy istnieje związek pomiędzy autokorelacją przestrzenną dochodów własnych gmin na mieszkańca a zróżnicowaniem poziomu tych dochodów mierzonych współczynnikiem Giniego?
6. Czy istnieje związek pomiędzy tempem wzrostu produktu krajowego brutto (PKB) w Polsce a procesami koncentracji przestrzennej gmin o wysokich lub niskich dochodach własnych na mieszkańca?

2. Metoda badania

Badanie przeprowadzono dla jednostek podstawowego podziału terytorialnego kraju, czyli gmin. Objęło ono okres 25 lat (1995–2019). Analiza tak długiej serii danych pozwoliła na poznanie tendencji kształtujących dochody własne gmin i ich rozkład przestrzenny oraz podjęcie próby ich wyjaśnienia. Przywołane wcześniej prace przedstawiające wyniki podobnych badań nad dochodami własnymi gmin miały charakter statyczny (Bal-Domańska, 2018) lub ograniczony terytorialnie (Głowicka-Wołoszyn, 2016), a porównywalne badanie Kossowskiego i Motka (2009) dotyczyło znacznie krótszego okresu (1995–2006).

W badaniu wykorzystano przede wszystkim dane z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS). Uzyskano informacje o dochodach własnych gmin ogółem i na mieszkańca oraz o liczbie ludności. Zgodnie z Ustawą z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego (t.j. Dz.U. 2021 poz. 38) do dochodów własnych gmin zaliczają się również udziały we wpływach z podatku dochodowego od osób fizycznych oraz podatku dochodowego od osób prawnych. Dane za lata 1995–2006 uzyskano w 2008 r., a za lata 2007–2012 – w 2014 r. Uzupełnienie zbioru o dane za lata 2013–2019 nastąpiło w lutym 2020 r. i maju 2021 r. Informacje dotyczące tempa wzrostu PKB zaczerpnięto ze statystyk Narodowego Banku Polskiego (NBP) oraz Banku Światowego.

Przyjęto, że w latach 1995–2019 obowiązywał jednolity podział administracyjny Polski na 2478 gmin¹. Uznano, że niewielkie zmiany w liczbie gmin nie będą istotnie wpływać na wyniki analizy. Dokonano harmonizacji danych uwzględniającej przekształcenia gmin wiejskich w miejsko-wiejskie bądź miejskie, dzięki czemu uzyskano ujednolicony zasób informacji. Gminami są także miasta na prawach powiatu, które wykonując zadania gmin i powiatów, uzyskują dochody własne przypisane zarówno gminie, jak i powiatowi. Zostały one uwzględnione w badaniu, ponieważ ich pominięcie skutkowałoby utratą spójności przestrzennej (celowe wyłączenie niektórych sąsiadów). Ponadto usunięcie tych jednostek mogłoby spowodować pominięcie istotnych interakcji przestrzennych, zwłaszcza w obszarach dużych aglomeracji miejskich. Wskutek tego miary zależności przestrzennej mogłyby wskazywać na mniejszą siłę tej zależności – szczególnie na poziomie lokalnym – niż występująca w rzeczywistości. Miasto Warszawa, bez względu na jego rzeczywisty ustrój administracyjny, traktowano jako jedną gminę.

Aby odpowiedzieć na pytania badawcze, wykonano następujące czynności:

1. Wyliczono podstawowe statystyki: średnią, medianę, odchylenie standardowe, kwartyle, wartość minimalną i maksymalną w celu ustalenia zmian w poziomie dochodów własnych gmin na mieszkańca.
2. Obliczono współczynnik globalnej autokorelacji przestrzennej Morana w celu identyfikacji zależności przestrzennej oraz zastosowano metodę LISA (ang. *local indicators of spatial association*) do wyznaczenia klastrów przestrzennych – skupień gmin o wysokich bądź niskich wartościach analizowanej zmiennej.
3. Wyznaczono współczynnik Giniego, aby ocenić stopień nierówności dochodów własnych gmin.

W analizie przestrzennej zjawisk i procesów przyjmuje się, że geograficznie bliższe obserwacje są bardziej do siebie podobne niż te, które są położone w dalszej odległości od siebie. Założenie to zostało sformułowane przez Toblera (1970) w postaci pierwszego prawa geografii. Modelowanie wzajemnego wpływu jednostek (interakcji) w przestrzeni geograficznej prowadzone jest przy wykorzystaniu macierzy wag przestrzennych (Cliff i Ord, 1973). Są one budowane na podstawie sąsiedztwa lub odległości między jednostkami. W przypadku jednostek przestrzennych typu ciąglego – takich jak np. gminy – przyjmuje się, że sąsiadami są te jednostki, które mają wspólną granicę o niezerowej długości.

Interakcjom pomiędzy jednostkami przestrzennymi i, j przypisywana jest pewna waga c_{ij} , która ma wartość 1, gdy są one sąsiadami, bądź 0, gdy nie sąsiadują ze sobą. Zakłada się również, że $c_{ii} = 0$. Tak utworzoną macierz wag przestrzennych C przekształca się do postaci wierszowo standaryzowanej wykorzystując formułę

¹ Zmiany, które zaszły w podziale administracyjnym oraz systemie finansowania gmin w latach 1995–2019 (np. reforma podziału administracyjnego kraju w 1999 r. czy uchwalenie w 2003 r. ustawy o dochodach jednostek samorządu terytorialnego), nie mają istotnego wpływu na wyniki analizy.

$w_{ij} = c_{ij} / \sum_{j=1}^n c_{ij}$. W przypadku układu gminnego macierz ma 2478 wierszy i tyle samo kolumn. W celu identyfikacji zależności przestrzennej wykorzystuje się globalny współczynnik autokorelacji przestrzennej Morana (1950) o postaci:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

gdzie:

w_{ij} – elementy macierzy wag przestrzennych \mathbf{W} ,

x_i, x_j – obserwacje,

\bar{x} – średnia wartość badanej zmiennej,

n – liczba jednostek przestrzennych.

Powyższą statystykę stosuje się w celu sprawdzenia hipotezy o braku występowania globalnej autokorelacji przestrzennej. Przy założeniu prawdziwości tej hipotezy wartość oczekiwana statystyki (1) wynosi $-1/(n-1)$ i wskazuje na losowy rozkład zmiennej w jednostkach przestrzennych. Wartość $I > -1/(n-1)$ oznacza występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej, co skutkuje przestrzennym grupowaniem się jednostek o podobnych wartościach badanej zmiennej; wartość $I < -1/(n-1)$ wskazuje na ujemną autokorelację przestrzenną, a zatem na układ szachownicowy, w którym jednostki znacznie różnią się od sąsiadów. Weryfikację hipotezy o istotności statystycznej współczynnika autokorelacji przestrzennej (na poziomie 0,05) przeprowadzono za pomocą testu permutacyjnego (Anselin, 1988; Cliff i Ord, 1981).

W celu identyfikacji i analizy zmian rozmieszczenia przestrzennego klastrów gmin o wysokich bądź niskich dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca wykorzystano metodę LISA (Anselin, 1995). Opiera się ona na lokalnej wersji statystyki Morana i pozwala na detekcję obszarów odróżniających się od globalnego schematu autokorelacji przestrzennej. Możliwe jest wyróżnienie obszarów ściślej ze sobą powiązanych, czyli o silniejszej lokalnej autokorelacji przestrzennej niż autokorelacja globalna, oraz jednostek silnie odróżniających się od swoich sąsiadów poprzez detekcję obszarów o lokalnej ujemnej autokorelacji przestrzennej.

Wyznaczenia klastrów oraz obserwacji odstających² dokonuje się na podstawie poziomu istotności statystyki lokalnej Morana (wyliczonej dla każdej obserwacji) jako testu hipotezy o braku lokalnej autokorelacji przestrzennej oraz przynależności danej gminy do określonej ćwiartki wykresu punktowego Morana.

Jeżeli wartość statystyki lokalnej wskazuje na istotną dodatnią autokorelację przestrzenną i gmina należy do I albo III ćwiartki wykresu punktowego Morana, to nale-

² Obserwacja odstająca jest rozumiana w całej pracy jako obserwacja odróżniająca się od sąsiadów.

ży odpowiednio do klastra typu High-High (HH) albo Low-Low (LL). W skład klastrów HH wchodzi gminy, które charakteryzują się wysokimi wartościami badanej zmiennej i są otoczone przez jednostki o podobnym poziomie. W przypadku klastrów LL jednostki mają niskie wartości analizowanej zmiennej i są otoczone przez jednostki o podobnym poziomie. Jeżeli wartość statystyki lokalnej wskazuje na istotną ujemną autokorelację przestrzenną i gmina należy do II albo IV ćwiartki tego wykresu, to jest odpowiednio obserwacją typu High-Low (HL) albo Low-High (LH). Obserwacjami HL są gminy, które mają na tyle wysokie wartości badanej zmiennej, że istotnie różnią się od sąsiadów charakteryzujących się niskimi wartościami tej zmiennej. W przypadku obserwacji LH sytuacja jest odwrotna. Przy testowaniu statystyk lokalnych przyjęto, analogicznie do statystyki globalnej Morana, poziom istotności 0,05 i podejście permutacyjne.

Przyporządkowanie do ćwiartek wykresu Morana ustalono przez nadanie gmi-nom punktów o dwóch współrzędnych. Pierwszą jest standaryzowana wartość bada-nej zmiennej, a drugą – przestrzennie ważona średnia badanej zmiennej wyliczona na zbiorze sąsiadów jednostki. Ze względu na to, że analiza obejmuje 25 lat, zrezy-gnowano z zamieszczenia w artykule wszystkich wykresów punktowych Morana i ograniczono się tylko do jednego przykładu.

W badaniu zróżnicowania dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkań-ca wykorzystano współczynnik Giniego, zdefiniowany następująco:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2 \bar{x}}, \quad (2)$$

gdzie:

n – liczba jednostek,

x_i, x_j – wartości badanej zmiennej,

\bar{x} – średnia wartość badanej zmiennej.

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości [0, 1], przy czym 0 oznacza równo-mierny rozkład wartości badanej zmiennej, a 1 – maksymalną nierównomierność rozkładu. Współczynnik Giniego nie uwzględnia położenia względem siebie anali-zowanych obserwacji.

3. Wyniki badania

3.1. Zmiany dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019

Punktem wyjścia w omawianym badaniu była analiza zmian dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca w latach 1995–2019. Jak pokazano w tablicy,

w analizowanym okresie dochody te systematycznie rosły, przy czym trend ten dotyczył gmin zarówno o najmniejszych, jak i największych dochodach własnych na mieszkańca (zob. np. Jarosiński, 2013; Łukomska-Szarek, 2016). Minimalna wartość dochodów własnych na mieszkańca w latach 1995–2019 wzrosła nominalnie blisko ośmiokrotnie (7,73 razy), a wartość maksymalna – ponadtrzykrotnie (3,36 razy). W wymiarze realnym wzrost minimalnej wartości dochodów własnych na mieszkańca był blisko trzykrotny, natomiast dla ich maksymalnej wartości wyniósł ok. 25%. Dysproporcje w zbiorze branych pod uwagę jednostek przestrzennych również były zróżnicowane.

Tablica dochodów własnych gmin na mieszkańca

| L a t a | Minimum | | Maksimum | |
|------------|--------------|-----------------------|--------------|-----------|
| | dochody w zł | gmina | dochody w zł | gmina |
| 1995 | 92,36 | } Lipnica Wielka | 12 304,46 | Kleszczów |
| 1996 | 117,80 | | 5097,56 | |
| 1997 | 157,92 | } Dzwola | 14 982,32 | |
| 1998 | 162,62 | } Czarnia | 23 302,67 | |
| 1999 | 139,17 | | 21 352,73 | |
| 2000 | 126,68 | } Słopnice | 24 679,02 | |
| 2001 | 134,82 | | 33 818,64 | |
| 2002 | 145,25 | } Dzwola | 37 379,51 | |
| 2003 | 163,57 | } Słopnice | 33 295,61 | |
| 2004 | 181,36 | } Dzwola | 34 735,29 | |
| 2005 | 189,44 | | 33 511,11 | |
| 2006 | 208,55 | | 33 007,72 | |
| 2007 | 239,37 | } Przytuły | 33 298,79 | |
| 2008 | 281,39 | } Niedźwiada | 35 964,67 | |
| 2009 | 275,88 | } Wojcieszków | 35 645,67 | |
| 2010 | 274,04 | Jarocin (gm. wiejska) | 46 300,39 | |
| 2011 | 344,24 | Radgoszcz | 42 617,19 | |
| 2012 | 358,66 | Jarocin (gm. wiejska) | 49 080,40 | |
| 2013 | 385,42 | } Aleksandrów | 43 867,83 | |
| 2014 | 455,53 | | 46 309,46 | |
| 2015 | 481,66 | } Górnny Potok | 46 732,52 | |
| 2016 | 508,17 | } Dzikowiec | 45 340,71 | |
| 2017 | 537,49 | Chrzanów | 43 781,75 | |
| 2018 | 544,19 | | 39 888,96 | |
| 2019 | 713,87 | | 41 371,91 | |

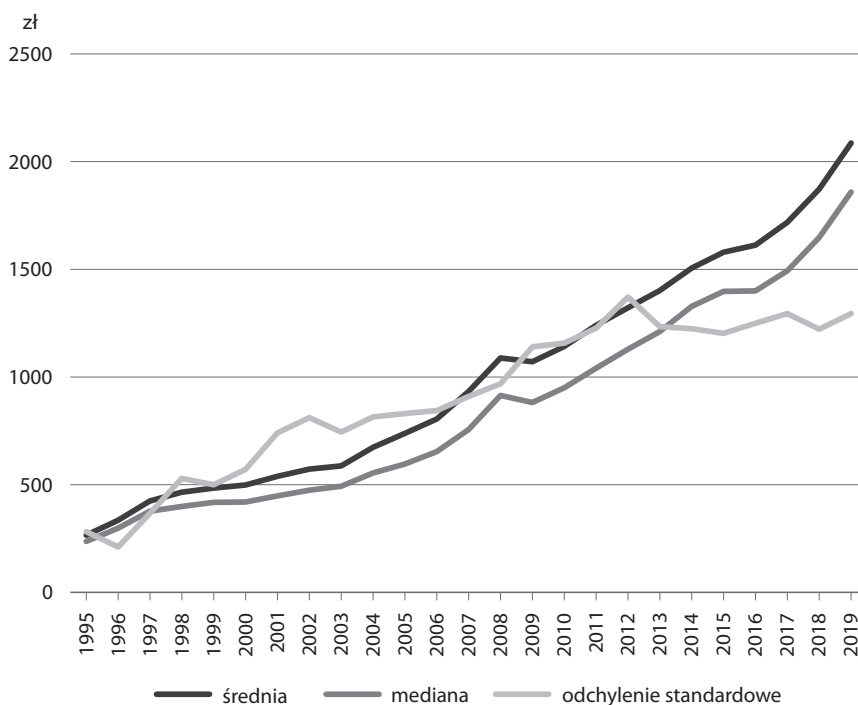
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Największe dysproporcje odnotowano w 2002 r., gdy dochody własne na mieszkańca w najbogszej gminie Kleszczów były 257 razy większe niż w najbiedniejszej gminie Dzwola. Najmniejsze dysproporcje wystąpiły w 1996 r., kiedy dochody własne na mieszkańca w gminie Kleszczów były 43-krotnie większe niż w gminie Lipnica Wielka.

W okresie 1996–2002 dysproporcje narastały, by następnie podlegać okresowym wahaniom w latach 2003–2009 i wejść w trend spadkowy zapoczątkowany w 2010 r.

W rankingu gmin o najwyższych dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca pierwszą pozycję w całym analizowanym okresie zajmowała gmina Kleszczów. Wysokie wartości wskaźnika osiągały też, nieuwzględnione w tablicy, nadmorskie gminy Krynica Morska i Rewal oraz położona na Dolnym Śląsku gmina Polkowice. Najniższą pozycję w rankingu zajmowały różne gminy. Sześciokrotnie była to gmina Dzwola.

Wykr. 1. Średnia, mediana i odchylenie standardowe dochodów własnych gmin na mieszkańca



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

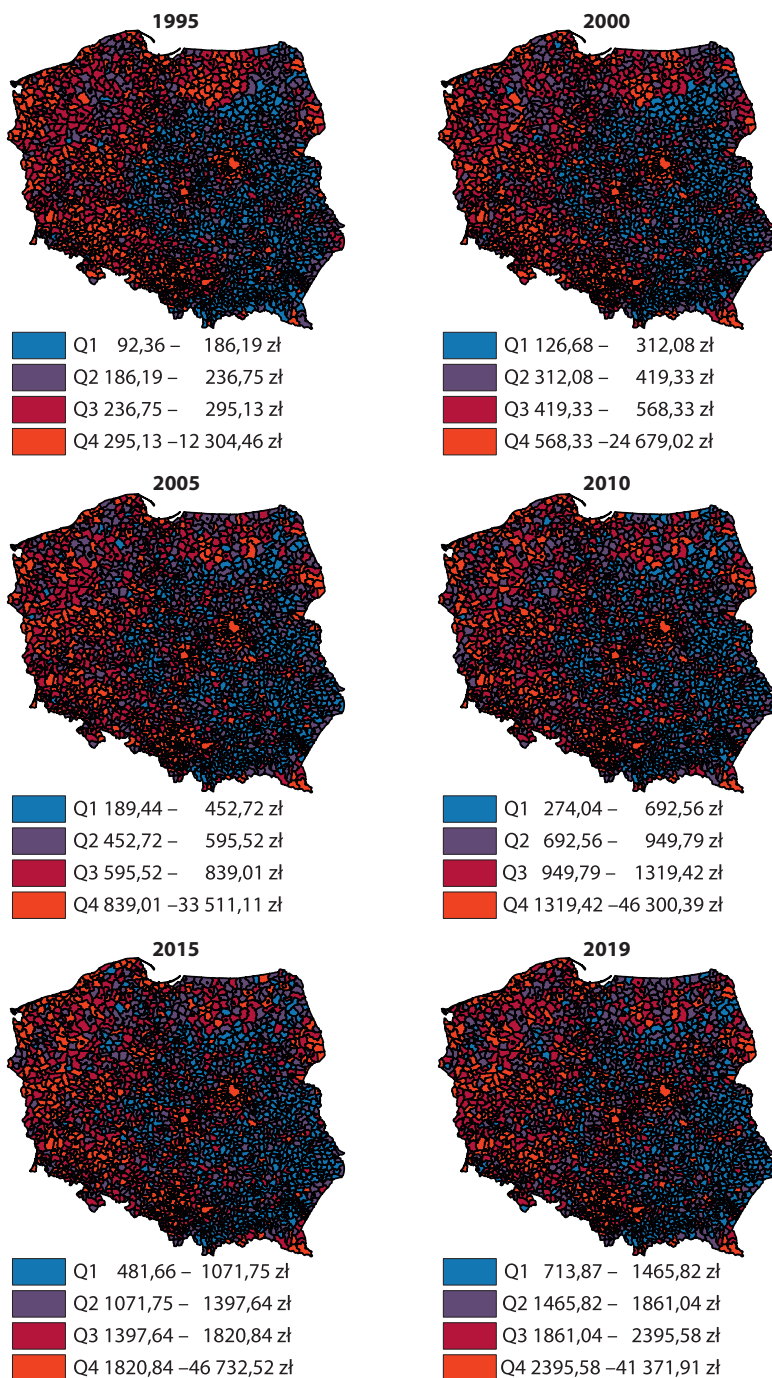
Wykres 1 przedstawia średnią, medianę i odchylenie standardowe dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca. W badaniu przyjęto, że jednostką analizowanej zbiorowości jest gmina, a dochody własne w przeliczeniu na mieszkańca są jej cechą. Dlatego też średnia arytmetyczna została obliczona z sumy wartości badanej cechy dla poszczególnych gmin i liczby gmin, a nie jako iloraz sumy dochodów własnych wszystkich gmin i liczby ich mieszkańców. Z wykresu średniej wynika, że w okresie 1995–2019 wzrosła ona z 265 zł do 2086 zł i była stale wyższa od

mediana, która wzrosła z 236 zł do 1859 zł. Zarówno średnia, jak i mediana dla gmin zwiększyły wartość blisko siedmiokrotnie. Stosunek mediany do średniej wahał się od 0,80 w 2005 r. do 0,88–0,89 w latach 1996 i 2019, a więc stosunkowo nieznacznie, co sugeruje niewielką lewostronną asymetrię rozkładu badanej cechy. Rozproszenie dochodów własnych gmin na mieszkańca, mierzone wartościami odchylenia standardowego, wzrastało od 281,70 zł w 1995 r., z wyjątkiem chwilowego spadku do 210,00 zł w 1996 r., do kwoty 1370,81 zł, osiągniętej w 2012 r. Od 2013 r. obserwuje się stabilizację odchylenia standardowego w przedziale 1200–1300 zł, co w połączeniu ze stale rosnącą średnią badanej cechy sprzyja spadkowi ogólnego poziomu zmienności.

Na mapie 1 pokazano rozkład dochodów własnych gmin na mieszkańca w podziale na kwartyle w odstępach pięcioletnich w okresie 1995–2015 i dla roku 2019. Rozkład przestrzenny wartości analizowanej cechy w 1995 r. wykazywał wyraźną dominację gmin z pierwszego i drugiego kwartyła dochodowego na terenach województw zachodniej Polski oraz pomorskiego i warmińsko-mazurskiego, a gminy z trzeciego i czwartego kwartyła były położone głównie we wschodniej części kraju, z wyjątkiem okolic Warszawy, Łodzi i części Podlasia. Granica pomiędzy tymi skupiskami była wyraźna i pokrywała się w znacznym stopniu z granicami państw zaborczych w 1914 r.

W późniejszych latach granica ta stawała się coraz mniej widoczna. Od 2010 r. można zauważyć relatywne ubożenie gmin położonych przy granicy z obwodem kaliningradzkim, które z pierwszego i drugiego kwartyła przeszły do kwartyli trzeciego i czwartego. Podobny proces nastąpił we wschodniej i północnej części Wielkopolski oraz na południe od Szczecina. Natomiast w gminach położonych w pobliżu Warszawy i Łodzi poziom dochodów własnych na mieszkańca relatywnie wzrósł. W 2019 r. utworzyło się pasmo gmin pierwszego i drugiego kwartyła ciągnące się od Warszawy poprzez Łódź do aglomeracji śląsko-zagłębiowskiej. Podobnie wzrosły dochody własne w części gmin Podlasia.

Zmiany rozkładu przestrzennego dochodów własnych wskazują na postępującą koncentrację jednostek o wysokich dochodach w obrębie największych aglomeracji miejskich, co wiąże się z rosnącą rolą czynnika bliskości. W przypadku czynnika surowcowego obserwuje się jego silny wpływ, powiązany z koniunkturą i cenami miedzi, na wielkość dochodów własnych gmin położonych w Legnicko-Głogowskim Okręgu Miedziowym (LGOM), a także pozytywny wpływ na gminy zlokalizowane na terenach eksploatacji węgla brunatnego w okolicach Bełchatowa. Oddziaływanie to wynikało z funkcjonowania tam dużego zakładu energetycznego. Znaczenie czynnika surowcowego zmalało natomiast w Konińskim Zagłębiu Węglowym, co wiązało się ze stopniowym odchodzeniem od eksploatacji węgla brunatnego na tym obszarze.

Mapa 1. Kwartyle dochodów własnych gmin na mieszkańca

Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Walory turystyczne gmin miały istotne znaczenie na obszarze nadmorskim poprzez generowanie dochodów z opłat lokalnych, w pojedynczych gminach na obszarze Sudetów oraz w kilku gminach bieszczadzkich.

W latach 90. XX w. w gminach położonych wzdłuż zachodniej i północnej granicy Polski istotną rolę odgrywał też czynnik położenia nadgranicznego. W późniejszym okresie jego znaczenie zmalało w związku z ograniczeniem wielkości handlu przygranicznego i zmniejszeniem dochodów z opłat targowych z tego tytułu. Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej czynnik ten przestał wpływać na poziom dochodów własnych gmin zlokalizowanych przy granicy z Niemcami oraz (w związku z wprowadzeniem reżimu wizowego) w gminach przy granicy z Rosją.

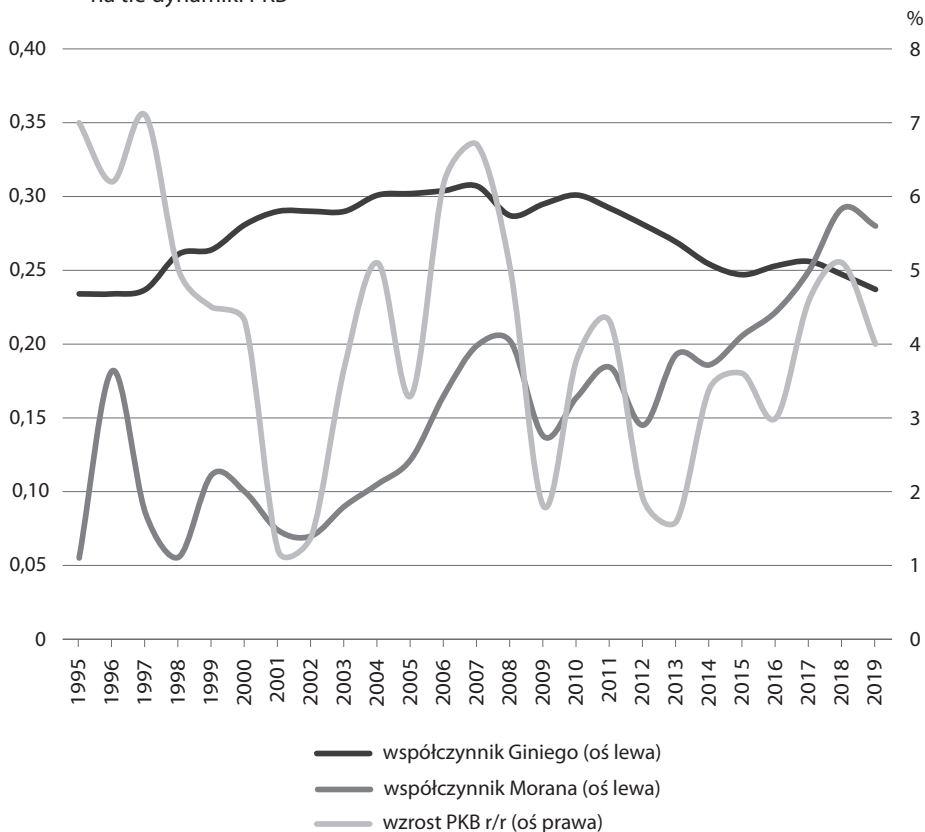
Gminy o niskich dochodach własnych dominowały we wschodniej i w południowo-wschodniej Polsce, a więc w regionach o typowo rolniczym charakterze, gdzie nie obserwuje się występowania czynników wymienionych powyżej. W przypadku tych obszarów istotna jest także aktywność samorządów. Skutkuje to występowaniem obserwacji z pierwszego lub drugiego kwartyłu w otoczeniu jednostek z trzeciego lub czwartego kwartyłu.

3.2. Autokorelacja przestrzenna dochodów własnych

Zmiany siły autokorelacji przestrzennej dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 przedstawiono na wyk. 2. Jak wspomniano wcześniej, wzrost autokorelacji przestrzennej skutkuje tendencją do powstawania klastrów gmin o podobnych dochodach własnych oraz do zwiększania polaryzacji przestrzennej tych dochodów. Analizując przebieg linii współczynnika Morana, można wyróżnić trzy podokresy zmian autokorelacji. Okres pierwszy dotyczy lat 1995–2001, kiedy autokorelacja przestrzenna cechowała się dużymi wahaniami rok do roku. Dla przykładu w 1995 r. wynosiła nieco ponad 0,05, w 1996 r. wzrosła do ok. 0,17, a w 1997 r. ponownie spadła do 0,05. W drugim podokresie, obejmującym lata 2002–2008, autokorelacja przestrzenna stopniowo rosła i przekroczyła wartość 0,2. W 2009 r. – od którego datuje się początek trzeciego podokresu – wartość autokorelacji przestrzennej spadła poniżej 0,15, po czym nastąpiły kilkuletnie wahania jej poziomu. Od 2013 r. autokorelacja zwiększała się w takim tempie, że w 2018 r. osiągnęła wartość 0,29 (najwyższą w całym analizowanym okresie), a w następnym roku nieco się zmniejszyła. Wartości tego współczynnika sprawdzane przy użyciu testu Morana były istotne statystycznie w całym badanym okresie, co potwierdziło występowanie zależności przestrzennej w dochodach własnych gmin na mieszkańca. Są to wnioski

odmienne od uzyskanych przez Bal-Domańską (2018, s. 16), która stwierdziła, że wyniki globalnej statystyki Morana dla dochodów własnych gmin na mieszkańca uzyskane za rok 2016 wskazują na brak silnych tendencji do tworzenia skupień³.

Wykr. 2. Zmiany wartości globalnej statystyki autokorelacji przestrzennej i Morana oraz współczynnika Giniego dla dochodów własnych gmin na mieszkańca na tle dynamiki PKB



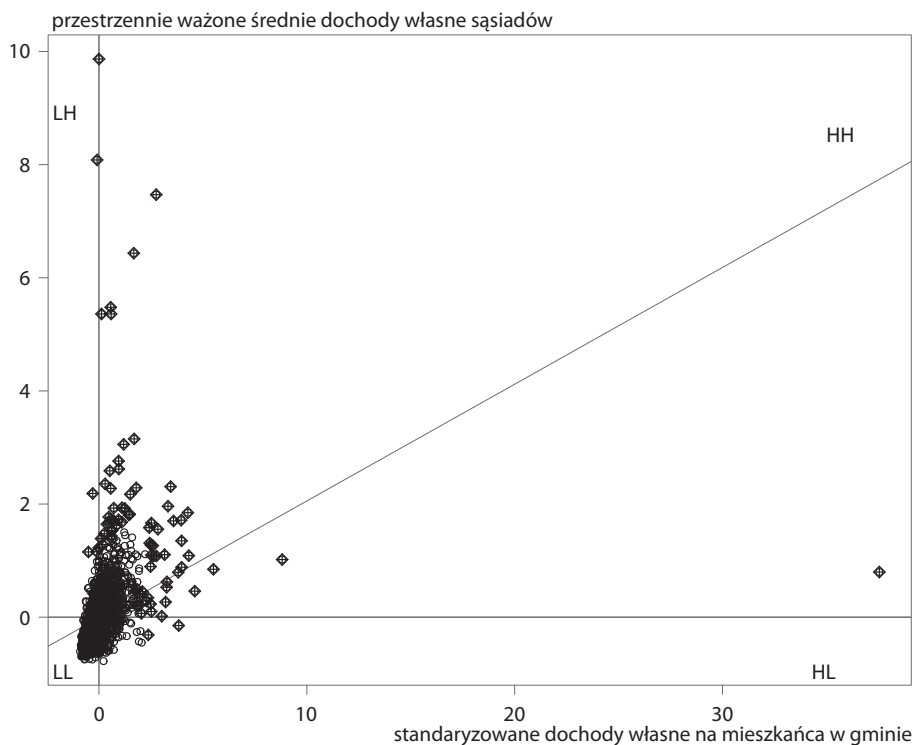
Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z NBP, Banku Światowego i BDL GUS.

Zróźnicowanie autokorelacji przestrzennej w latach 1995–2019 skutkowało zmianami zasięgu klastrów gmin o wysokich bądź niskich dochodach własnych na mieszkańca. Ustalono je metodą LISA, która – jak wspomniano wcześniej – identyfikuje klastry oraz obserwacje odstające na podstawie istotności statystyki lokalnej autokorelacji przestrzennej i przynależności jednostki do określonej ćwiartki wykresu

³ Trzeba jednak zaznaczyć, że w badaniu Bal-Domańskiej nie zostały uwzględnione gminy będące miastami na prawach powiatu.

punktowego Morana. Wykres 3 prezentuje przykładowy wykres punktowy Morana dla dochodów własnych gmin na mieszkańca w 2015 r.

Wykr. 3. Wykres punktowy Morana dla 2015 r.

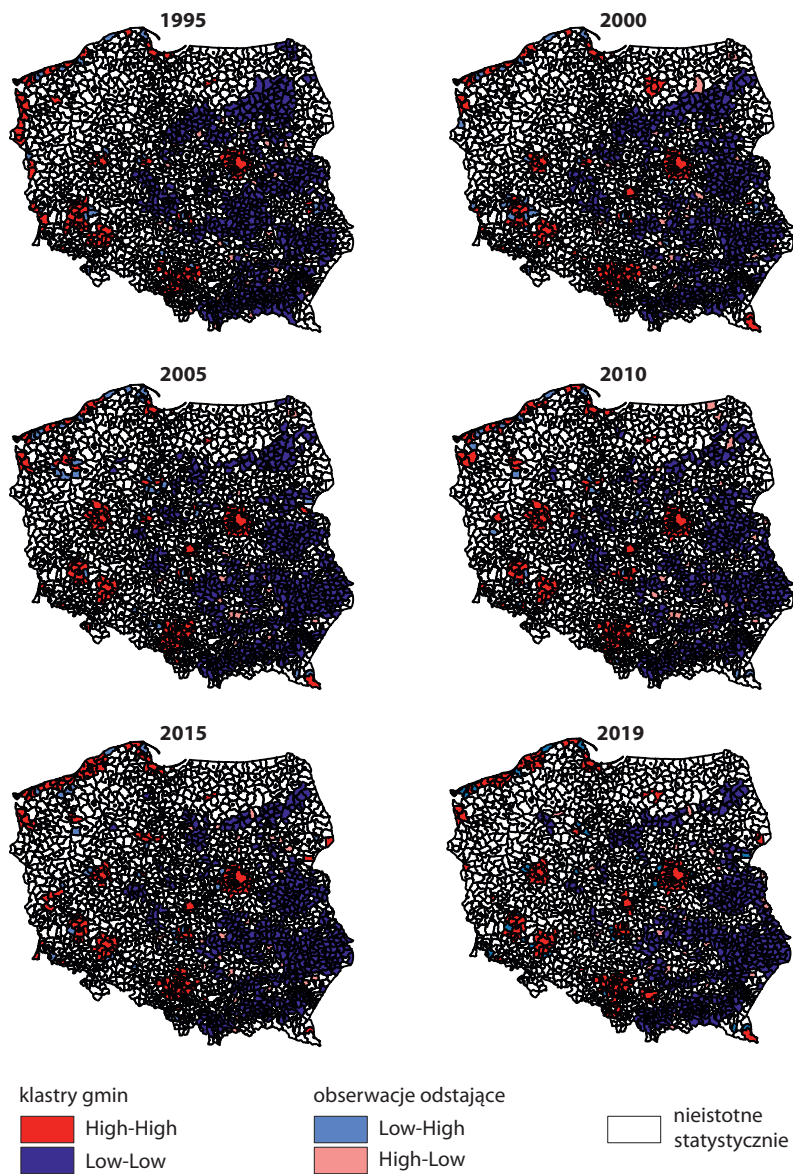


Uwaga. Oznaczenia ćwiartek odpowiadających typom gmin: HH – High-High, LL – Low-Low, HL – High-Low, LH – Low-High.

Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Mapa 2 przedstawia przestrzenne rozmieszczenie klastrów i obserwacji odstających. Analizując kolejne kartogramy, można zauważyć ogólną tendencję w kierunku większej koncentracji jednostek o wysokich dochodach własnych w przeliczeniu na mieszkańca. W 1995 r., początkowym roku analizy, uwidaczniały się klastry wysokich wartości zlokalizowane w obrębie dużych aglomeracji miejskich: Warszawy, Wrocławia, Poznania, Gdańska, śląsko-zagłębiowskiej, Olsztyna i Szczecina oraz powiązane z miejscami eksploatacji złóż naturalnych: w LGOM, na Śląsku, w okolicach Konina i Bełchatowa, a także wzdłuż zachodniej granicy Polski. Osobny klastery stanowiły gminy nadmorskie. Klastry gmin o niskich dochodach własnych na mieszkańca występowały we wschodniej i w południowo-wschodniej części kraju.

Mapa 2. Rozkład przestrzenny klastrów i obserwacji odstających dochodów własnych gmin na mieszkańca



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

W kolejnych latach zaobserwowano występowanie trzech procesów:

- powiększania się klastrów HH zlokalizowanych wokół wymienionych wyżej aglomeracji miejskich i pojawianie się nowych klastrów w okolicach Łodzi oraz miejskich zespołów bydgosko-toruńskiego, zielonogórsko-żagańskiego i okresowo krakowskiego;
- zmniejszania się lub zaniku klastrów skoncentrowanych w miejscach eksploatacji surowców w okolicach Konina i Turosszowa;
- zaniku klastrów przygranicznego oraz olsztyńskiego.

Niemniej jednak w całym analizowanym okresie utrzymywał się podział na Polskę zachodnią i Polskę wschodnią pod względem dochodów własnych gmin na mieszkańca (granice obszarów oznaczonych kolorem niebieskim zmieniały się tylko nieznacznie).

W przypadku gmin o niskim poziomie dochodów własnych na mieszkańca można wskazać na dwa procesy:

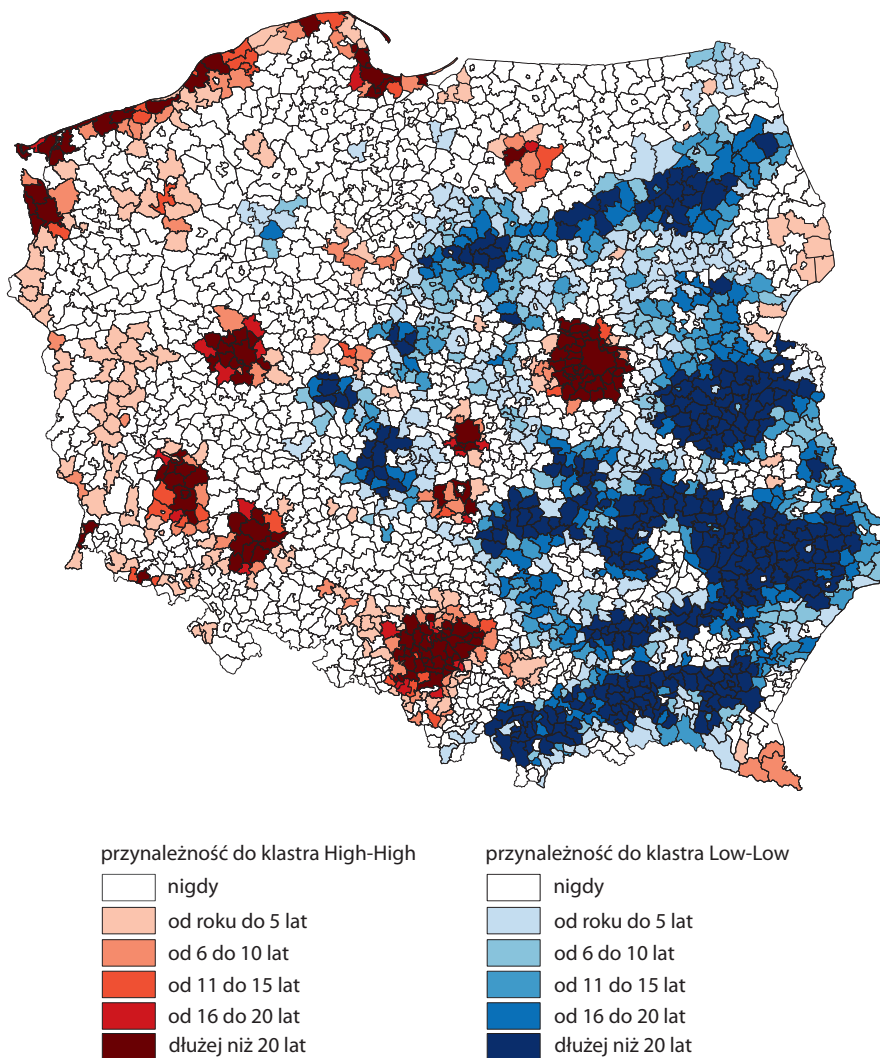
- rozpraszania się klastrów LL w latach 1995–2019;
- nieznacznej ekspansji w kierunku zachodnim wraz z narastającą polaryzacją przestrzenną dochodów własnych.

Charakterystyczną cechą obszarów o niskich dochodach własnych we wschodniej Polsce jest to, że ulegają one rozerwaniu w pasach głównych ciągów transportowych biegnących z Warszawy. Wyraźnie widoczne są korytarze transportowe w kierunku Lublina i Białegostoku, a w niektórych latach (1995 i 2005) – także do Brześcia. W południowej części kraju widoczny jest korytarz biegnący ze Śląska przez Kraków w kierunku granicy ukraińskiej. Uzyskane wyniki są zgodne z wnioskami z badań prowadzonych wcześniej (podobne klastry dla Polski w 2016 r. wyróżniła Bał-Domańska [2018], a dla gmin woj. wielkopolskiego – Głowicka-Wołoszyn [2016]).

Rozmieszczenie gmin odróżniających się od sąsiadów pod względem dochodów własnych ma charakterystyczny układ przestrzenny. Takie jednostki są oznaczone na mapie 2 jako obserwacje odstające. Układ ten przypomina – ale na zasadzie kontrastu – rozmieszczenie klastrów wysokich i niskich dochodów gmin na mieszkańca. Stąd też gminy typu HL, o wysokich dochodach własnych na mieszkańca, są położone głównie we wschodniej części Polski, gdzie przeważają klastry LL natomiast gminy typu LH, o niskim poziomie tego wskaźnika, występują na zachodzie Polski, gdzie dominują klastry HH. Szczególnie dużo obserwacji odstających odnotowano w latach 2000–2010. W przypadku wschodniej części kraju były to z reguły ośrodki wojewódzkie lub gminy leżące na obszarach eksploatacji surowców naturalnych.

3.3. Stabilność klastrów przestrzennych gmin

Mapa 3. Stabilność klastrów wysokich i niskich dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

Mapa 3 prezentuje stabilność klastrów gmin o wysokich albo niskich dochodach własnych na mieszkańca w analizowanym okresie. Najbardziej stabilne były obszary klastrów HH, czyli gmin o wysokich dochodach własnych, składające się z gmin położonych w aglomeracjach miejskich Warszawy, Poznania, Wrocławia, Trójmia-

sta, Szczecina oraz śląsko-zagłębiowskiej. Stabilna była również centralna część klastra LGOM. Na przykład wiele gmin zachodniego pierścienia aglomeracji poznańskiej i warszawskiej należało do klastrów HH dłużej niż 20 lat. Wraz z oddaleniem od centrów skracał się okres przynależności jednostek do tych klastrów. Interesujący jest przypadek klastra nadmorskiego, którego gminy tworzyły w niektórych latach (2015 i 2019) zwarty obszar, a w innych rozpadały się na kilka podgrup z centrami w okolicach Kołobrzegu i Darłowa. Analiza mapy 3 pozwala też wyróżnić klastry cykliczne⁴, jak np. klaster bieszczadzki. Istniał on w latach 2000–2005, a następnie zniknął i ponownie pojawił się w latach 2015–2019.

Do klastrów krótkotrwałych zalicza się takie skupienia przestrzenne, które występują nie dłużej niż 10 lat. Można do nich zaliczyć gminy przy granicy z Niemcami, które ostatecznie przestały tworzyć obszar o istotnych wysokich dochodach własnych na mieszkańca na początku pierwszej dekady XXI w. Krótkotrwały charakter miały też klastry powstałe w obrębie aglomeracji bydgosko-toruńskiej oraz olsztyńskiej. Interesujący jest przypadek Krakowa, który jako jedyny z dużych miast nie wykształcił wokół siebie długotrwałego klastra gmin o wysokich dochodach własnych na mieszkańca.

Obszary o dużej koncentracji gmin mających niskie dochody własne na mieszkańca również wykazywały się znaczną stabilnością. Centra tych obszarów obejmują znaczną część województw małopolskiego i podkarpackiego, tworząc zwarty pas w południowej Polsce. Również znaczna część województw lubelskiego i świętokrzyskiego stanowi obszar, gdzie wiele gmin należy do klastra LL dłużej niż 20 lat. W latach 2015–2019 klastry niskich wartości znacznie rozszerzyły swój zasięg w kierunku zachodnim.

Stabilność klastrów jest bezpośrednio powiązana ze wskazanymi wcześniej czynnikami wpływającymi na wielkość dochodów własnych. Wahania poziomu globalnej zależności przestrzennej powodowały zmiany lokalnej autokorelacji, co sprzyjało procesowi aglomeracji-deglomeracji dochodów własnych i różnicowało znaczenie czynnika bliskości dużego miasta w badanym okresie. Dlatego im dalej od centrum dużej jednostki osadniczej, tym mniejsza jest stabilność klastra HH skoncentrowanego wokół niej.

W przypadku klastrów położonych na obszarach eksploatacji złóż rudy miedzi oraz węgla brunatnego stabilność zależała bezpośrednio od koniunktury na rynku kopalin. W szczególności klaster zlokalizowany na obszarze LGOM składał się w przeważającej części z jednostek, które przynależały do niego przez co najmniej 11 lat. Malejące znaczenie czynnika surowcowego skutkowało zanikiem klastra w obrębie Zagłębia Ko-

⁴ Klastry cykliczne są rozumiane jako skupienia gmin typu HH lub LL pojawiające się w okresach kilku- lub kilkunastoletnich i charakteryzujące się krótką trwałością, z reguły nieprzekraczającą pięciu lat.

nińskiego. Podobnie, malejące znaczenie położenia przy granicy państwa i związane z tym obniżenie rozmiarów handlu lokalnego wpływającego na poziom dochodów z opłat targowych spowodowało zanik klastra HH przy granicy z Niemcami. Z kolei rozwój ruchu turystycznego w Polsce wraz z oddziaływaniem czynnika atrakcyjności przyczyniły się do wzrostu zasięgu klastra gmin nadmorskich. Czynniki te nie miały wpływu na dochody własne gmin rolniczych centralnej, wschodniej i południowej Polski, stąd rozległy zasięg klastrów LL na tych obszarach.

3.4. Nierówności dochodowe i dynamika PKB a proces polaryzacji przestrzennej gmin

Zróżnicowanie rozkładu dochodów własnych gmin przypadających na mieszkańca ilustrują zmiany wartości współczynnika Giniego przedstawione na wyk. 2 (s. 13). W analizowanym okresie wartości te wynosiły od 0,24 do 0,30. Można więc stwierdzić, że dochody własne gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 charakteryzowały się przeciętnym zróżnicowaniem i że zróżnicowanie to, mimo pewnych wahań, nie zmieniało się istotnie.

W przebiegu zmian współczynnika Giniego można wyróżnić dwa podokresy, prawie równe co do długości: wzrostu w latach 1995–2007 oraz spadku w latach 2008–2019. Wzrost wartości współczynnika Giniego można wyjaśnić decentralizacją, która do 2007 r. zwiększała nierówności w poziomie dochodów własnych gmin, a następnie zaczęła oddziaływać w przeciwnym kierunku. Podobne spadki wartości współczynnika Giniego dla dochodów własnych gmin wiejskich od 2011 r. zaobserwował Czempas (2017), a wcześniej zauważyli je Stanny i Strzelczyk (2015). Wpisuje się to w ogólniejsze wyniki uzyskane przez Rodrígueza-Pose i Ezcurrę (2010), którzy pokazali, że z jednej strony decentralizacja fiskalna zwiększa nierówności regionalne w krajach słabiej rozwiniętych, a z drugiej – po osiągnięciu przez kraj pewnego poziomu rozwoju sprzyja zmniejszaniu się tych nierówności.

Wyniki uzyskane na podstawie analizy wartości współczynników Morana i Giniego pozwalają sformułować wniosek, że mimo niewielkich zmian w zróżnicowaniu dochodów własnych gmin na mieszkańca w latach 1995–2019 następowała ich polaryzacja przestrzenna. Współczynnik korelacji Pearsona dla współczynników Giniego i Morana przyjął wartość ujemną: $-0,25$ ($p = 0,23$, $n = 25$) i nie był istotny statystycznie.

Ostatnim elementem prezentowanym na wyk. 2 jest dynamika PKB. Analiza zmian tego wskaźnika pozwala założyć istnienie współzależności pomiędzy tempem wzrostu PKB a zmianami wartości współczynnika autokorelacji przestrzennej Morana, tj. polaryzacją przestrzenną. Niektóre prace (Markowska, 2019; Pypeć, 2012) potwierdzają występowanie pozytywnego związku dynamiki wzrostu PKB z dyna-

miką wzrostu dochodów własnych gmin. W warunkach ożywienia gospodarczego dynamika wzrostu dochodów własnych gmin przewyższa dynamikę PKB, a w czasie spowolnienia jest niższa. Wskazuje się przy tym na wygładzający wpływ subwencji na dynamikę dochodów własnych gmin. Przebieg krzywych na wyk. 2 wskazuje, że taki związek może istnieć, szczególnie w latach 2001–2019, ponieważ wzrostom lub spadkom autokorelacji przestrzennej towarzyszą podobne zachowania tempa wzrostu PKB. Współczynnik korelacji wyliczony dla tempa wzrostu PKB oraz współczynnika Morana uzyskał jednak wartość zaledwie 0,038 ($p = 0,86$, $n = 25$) i był nieistotny statystycznie, co podważa prawdziwość poczynionego wyżej przypuszczenia.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie umożliwiło identyfikację zmian w zróżnicowaniu i polaryzacji przestrzennej gmin pod względem ich dochodów własnych w przeliczeniu na mieszkańca w latach 1995–2019 oraz ustalenie czynników powodujących to zróżnicowanie. Stwierdzono, że w analizowanym okresie następował systematyczny wzrost dochodów własnych gmin oraz narastała rozpiętość pomiędzy wartościami największymi i najmniejszymi. Jednocześnie potwierdzono występowanie umacniającego się zjawiska zależności przestrzennej dochodów własnych gmin w przeliczeniu na mieszkańca. Wskazuje to na wzrost koncentracji przestrzennej prowadzącej do polaryzacji rozmieszczenia gmin o podobnej wartości tego wskaźnika.

Ustalono rozkład przestrzenny gmin o wysokich i niskich dochodach własnych na mieszkańca oraz czynniki powodujące zróżnicowanie dochodów własnych gmin i miast na prawach powiatów. Wyniki badania wskazały na koncentrację jednostek o wysokich dochodach w obrębie największych aglomeracji miejskich (z wyjątkiem Krakowa), w miejscach eksploatacji złóż naturalnych, w pasie nadmorskim, a także – okresowo – wzdłuż zachodniej granicy Polski. Klastry o niskich wartościach dochodów własnych występowały we wschodniej oraz w południowo-wschodniej Polsce.

W wyniku przeprowadzonego badania stwierdzono, że w gminach zlokalizowanych wokół dużych aglomeracji miejskich następuje wyraźne powiększanie się klastrów gmin o wysokim poziomie dochodów własnych; w badanym okresie klastry te były jednocześnie najbardziej stabilne. Dla klastrów gmin o niskim poziomie dochodów własnych położonych we wschodniej Polsce charakterystyczny jest proces ich rozrywania się w pasach głównych ciągów komunikacyjnych biegnących z Warszawy. Najbardziej stabilne klastry takich gmin występowały w województwach małopolskim i podkarpackim. Stabilność klastrów – w szczególności gmin o wysokim

poziomie dochodów własnych – wynikała bezpośrednio ze zmian w oddziaływaniu czynników wpływających na wzrost tych dochodów.

Po 2010 r. nasilił się proces polaryzacji przestrzennej gmin pod względem dochodów własnych na mieszkańca, mimo że poziom ich nierówności mierzony współczynnikiem Giniego również obniża się od tego roku.

Z kolei porównanie dynamiki PKB ze zmianami współczynnika autokorelacji przestrzennej Morana nie pozwala na potwierdzenie przypuszczenia o występowaniu istotnego statystycznie wpływu koniunktury gospodarczej na polaryzację przestrzenną gmin pod względem badanego wskaźnika.

W ramach omawianego badania zaobserwowano zwiększanie się polaryzacji przestrzennej gmin pod względem dochodów własnych na mieszkańca, szczególnie po 2010 r., przy jednoczesnym zmniejszaniu się ich zróżnicowania. Ponadto wykazano, że polaryzacja przestrzenna w latach 1995–2019 nie była stymulowana zmianami koniunktury gospodarczej. Konieczne są jednak dalsze badania w celu określenia czynników wpływających na polaryzację i zróżnicowanie dochodów własnych gmin w Polsce, przede wszystkim z wykorzystaniem modeli ekonometrii przestrzennej lub, wraz z wydłużaniem serii danych, modelowania czasowo-przestrzennego. Interesującym kierunkiem badań może być również długookresowy związek pomiędzy tempem wzrostu PKB a tendencjami do polaryzacji rozkładu przestrzennego gmin o wysokich lub niskich dochodach własnych na mieszkańca.

Bibliografia

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. <https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1>.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- Bal-Domańska, B. (2018). Klasyfikacja gmin według wysokości i struktury dochodów budżetów. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (517), 9–18. <https://doi.org/10.15611/pn.2018.517.01>.
- Brezdeń, P., Spallek, W. (2012). Kondycja finansowa samorządu terytorialnego w Polsce jako czynnik stymulujący innowacyjność gospodarki. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, 19, 183–197. <https://prace-kgp.up.krakow.pl/article/view/76/21>.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Czempas, J. (2017). Dysproporcje w dochodach gmin wiejskich w Polsce w latach 2002–2015. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (485), 59–68. <https://doi.org/10.15611/pn.2017.485.05>.

- Duś, E. (2010). Przestrzenne zróżnicowanie dochodów własnych w budżetach gmin województwa śląskiego. *Acta Geographica Silesiana*, 7, 17–22. https://www.ags.wnoz.us.edu.pl/download/wydawnictwa/ags/ags_7.pdf.
- Głowicka-Wołoszyn, R. (2016). Identyfikacja efektów przestrzennych w ocenie kondycji finansowej gmin województwa wielkopolskiego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (432), 42–53. <https://doi.org/10.15611/pn.2016.432.04>.
- Heller, J. (2008). Dochody budżetowe samorządów gmin wiejskich w ujęciu regionalnym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnych i Agrobiznesu*, 10(2), 74–79.
- Jarosński, K. (2013). Charakterystyka dochodów własnych budżetów gmin w Polsce w ujęciu przestrzennym w latach 2004–2011. *Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego Studia i Prace*, (3), 27–51. <https://ssl-kolegia.sgh.waw.pl/pl/KES/czasopisma/kwartalnik/Documents/kjarosinski15.pdf>.
- Kachniarz, M. (2011). Bogactwo gmin – efekt gospodarności czy renty geograficznej?. *Ekonomia / Economics*, (5), 81–94. <https://www.dbc.wroc.pl/dlibra/publication/28805/edition/25999>.
- Kornberger-Sokołowska, E. (2001). *Decentralizacja finansów publicznych a samodzielność finansowa jednostek samorządu terytorialnego*. Warszawa: Liber.
- Kossowski, T., Motek, P. (2009). Spatial modelling of the local public finance in Poland. *Studia Regionalia*, 24, 152–167.
- Kotlińska, J. (2009). Dochody własne jednostek samorządu terytorialnego w Polsce. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 71(3), 143–161.
- Kozera, A., Głowicka-Wołoszyn, R., Wysocki, F. (2016). Samodzielność finansowa gmin wiejskich w woj. wielkopolskim. *Wiadomości Statystyczne*, 61(2), 73–87. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0916>.
- Liu, Y., Martinez-Vazquez, J., Wu, A. M. (2017). Fiscal decentralization, equalization, and intra-provincial inequality in China. *International Tax and Public Finance*, 24(2), 248–281. <https://doi.org/10.1007/s10797-016-9416-1>.
- Łukomska-Szarek, J. (2016). Analiza pionowa i pozioma dochodów własnych oraz poziomu samofinansowania samorządów lokalnych w Polsce. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (4), 769–780. <https://doi.org/10.18276/frfu.2016.4.82/1-64>.
- Markowska, E. (2019). *Cykl koniunkturalny jako determinanta dochodów gmin* [niepublikowana rozprawa doktorska]. Uniwersytet Technologiczno-Humanistyczny im. Kazimierza Pułaskiego w Radomiu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Prawnych.
- Martinez-Vazquez, J., Lago-Peñas, S., Sacchi, A. (2017). The impact of fiscal decentralization: a survey. *Journal of Economic Surveys*, 31(4), 1095–1129. <https://doi.org/10.1111/joes.12182>.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1–2), 17–23. <https://doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.17>.
- Motek, P. (2018). Nierówności dochodowe gmin województwa wielkopolskiego w latach 2004–2017. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, (44), 9–18. <https://pressto.amu.edu.pl/index.php/rpr/article/view/19323/19100>.
- Oulasvirta, L., Turala, M. (2009). Financial autonomy and consistency of central government policy towards local governments. *International Review of Administrative Sciences*, 75(2), 311–332. <https://doi.org/10.1177/0020852309104178>.

- Owsiak, S. (2005). *Finanse publiczne: teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Poniatowicz, M. (2015). Determinanty autonomii dochodowej samorządu terytorialnego w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (404), 245–264. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.404.17>.
- Prud'homme, R. (1995). The dangers of decentralization. *World Bank Research Observer*, 10(2), 201–220. <https://doi.org/10.1093/wbro/10.2.201>.
- Pypeć, M. (2012). Wzrost gospodarczy jako determinanta dochodów jednostek samorządu terytorialnego. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, Section H Oeconomia*, 46(3), 143–153.
- Rodríguez-Pose, A., Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography*, 10(5), 619–644. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbp049>.
- Rodríguez-Pose, A., Sandall, R. (2008). From identity to the economy: analysing the evolution of the decentralisation discourse. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 26(1), 54–72. <https://doi.org/10.1068/cav2>.
- Rondinelli, D. A. (1981). Government Decentralization in Comparative Perspective: Theory and Practice in Developing Countries. *International Review of Administrative Sciences*, 47(2), 133–145. <https://doi.org/10.1177/002085238004700205>.
- Ruśkowski, E. (2001). *Finanse lokalne (zarys wykładu)*. Siedlce: Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania.
- Smoke, P. (2015). Rethinking decentralization: assessing challenges to a popular public sector reform. *Public Administration and Development*, 35(2), 97–112. <https://doi.org/10.1002/pad.1703>.
- Stanny, M., Strzelczyk, W. (2015). Zróżnicowanie przestrzenne sytuacji dochodowej gmin a rozwój społeczno-gospodarczy obszarów wiejskich w Polsce. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17(4), 301–307. <https://rnseria.com/resources/html/article/details?id=177552>.
- Swianiewicz, P. (2002). Podatki lokalne w systemie finansowania zadań samorządowych – zagadnienia teoretyczne i praktyka rozwiązań w Polsce oraz krajach europejskich. *Samorząd Terytorialny*, (12), 3–17.
- Swianiewicz, P. (2011). *Finanse samorządowe: koncepcje, realizacja, polityki lokalne*. Warszawa: Municipium.
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(sup1), 234–240.
- Turała, M. (2011). Mechanizm równoważenia dochodów jednostek samorządu terytorialnego a kohezja terytorialna i autonomia finansowa samorządów. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, (48), 259–271.
- Turała, M. (2015). Equalization of Territorial Units' Incomes – a Case Study of Poland. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu / Research Papers of Wrocław University of Economics*, (394), 187–195. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.394.20>.
- Ustawa z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego (t.j. Dz.U. 2021 poz. 38).