


Robert Perdał, Martyna Burchardt

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej
RP: r.perdal@amu.edu.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-2585-6898>
MB: martyna.burchardt@amu.edu.pl

Zmiany nierówności przestrzennych dochodów w Polsce na poziomie lokalnym w latach 2004–2021

Zarys treści: Celem artykułu jest analiza zmian poziomu nierówności dochodów osobistych ludności w Polsce, w układach między- i wewnątrzregionalnych w latach 2004–2021, m.in. w świetle miar nierówności bazujących na statystyce entropii i indeksie Giniego. W pracy podjęto próbę odpowiedzi na następujące pytania badawcze: jak zmienił się poziom nierówności wewnątrz- i międzyregionalnych w Polsce w latach 2004–2021 w świetle wartości wskaźnika dochodów osobistych ludności, w jakim stopniu nierówności na poziomie lokalnym wpływają na ogólny poziom nierówności dochodowych w Polsce oraz jakie prawidłowości występują w zakresie zmienności rozkładu przestrzennego nierówności dochodowych w Polsce. W toku postępowania badawczego wykazano, że w badanym okresie poziom nierówności dochodowych w Polsce uległ zmniejszeniu. Nierówności wewnątrzregionalne w większym stopniu kształtują poziom nierówności niż nierówności międzyregionalne. Wśród województw o najwyższym poziomie nierówności są mazowieckie i małopolskie, a o najniższym – opolskie i zachodniopomorskie. W większości województw znacznie szybsze tempo wzrostu dochodów osobistych ludności obserwowano w gminach o relatywnie najniższych dochodach.

Słowa kluczowe: entropijna miara nierówności, indeks Giniego, dochody ludności, Polska

Wprowadzenie

Od wielu dekad przestrzenne zróżnicowanie dochodów ludności, podobnie jak dochodu narodowego, w układzie różnych jednostek terytorialnych stanowiło i stanowi przedmiot zainteresowania i intensywnych badań. Zróżnicowanie dochodów ludności jest jednym z przejawów nierówności. To zaś w daleko idącym uproszczeniu przyczynia się do dzielenia obszarów na „bogate” i „biedne”, „rozwinięte” i „zapóźnione” (oczywiście względnie ujmowane) oraz do wzrostu polaryzacji i stopnia zróżnicowań przestrzennych poziomu rozwoju

społeczno-gospodarczego. Zagadnienie nierówności doczekało się szeregu opracowań traktujących o samym zjawisku zarówno w sensie aksjologicznym, ekonomicznym, społecznym, jak i metodologicznym. Jednak w większości przypadków rzecz nie tyle idzie o sam fakt określenia poziomu tych nierówności, ile o podział, klasyfikację obszarów na te o najwyższym, przeciętnym i najniższym poziomie dochodów – choć zagadnienie to również jest dość ważne. Jednakże w ogólnym rozrachunku nieco ważniejsza okazuje się próba znalezienia odpowiedzi na pytania dotyczące przyczyn występowania nierówności oraz sposobów ograniczania ich wzrostu (por. Atkinson 2015). Dla geografów społeczno-ekonomicznych szczególnie interesujące wydają się nierówności przestrzenne i ich zmiany w czasie, różnicowania oraz nierówności między- i wewnątrzregionalne wynikające ze specyfiki określonych terytoriów (Novotný 2007, Churski i in. 2021). Choć geograficzne nierówności rozwoju społeczno-gospodarczego, a więc i dochodów ludności, postrzegane są jako naturalne prawidłowości i podstawa trwania kapitalizmu (Amin 2004, Harvey 2016), to jednak ich występowanie, a w szczególności wzrost na poziomie regionalnym i lokalnym stają się poważnym wyzwaniem polityki regionalnej (Churski i in. 2020). Tym bardziej interesujące wydaje się zbadanie, jakie pośrednie skutki w postaci zmian stopnia nierówności między- i wewnątrzregionalnych ujawniły się w wyniku realizacji przez blisko 20 lat polityki spójności związanej z wstąpieniem Polski do UE. Stąd też niezwykle istotnym zagadnieniem pozostaje kwestia sposobu pomiaru nierówności. Dotyczy ono generalnie trzech kwestii. Po pierwsze, rodzaju stosowanych mierników dochodu, a więc jakich miar winno używać się do pomiaru nierówności dochodowych. Po wtóre, stosowanych metod pozwalających na uchwycenie czasowej i przestrzennej zmienności nierówności dochodowych. I po trzecie, poziomu agregacji danych, a zatem pomiaru nierówności na poziomie regionalnym (nierówności międzyregionalne), ponadlokalnym i lokalnym (nierówności wewnątrzregionalne).

Celem pracy jest analiza zmian poziomu nierówności dochodów ludności w Polsce, w układach między- i wewnątrzregionalnych w latach 2004–2021. Układ regionalny tworzy 16 województw, a układ wewnątrzregionalny stanowi podział na gminy (łącznie 2478). Nierówności dochodowe analizowano za pomocą wskaźnika dochodów osobistych ludności (W) zaproponowanego przez Kołsuta i Bajerskiego (2013). Szerzej zagadnienie zastosowanego miernika omówiono w kolejnej części pracy. Dodatkowo w warstwie metodologicznej praca stanowi rozszerzenie rozważań Czyż i Hauke (2015a, b) oraz Hauke (2018) w zakresie zastosowania miary entropii bazującej na statystyce entropii (Shannon 1948, Shannon, Weaver 1964) i algorytmie zaproponowanym przez Semple'a i Gauthiera (1972), jednak na niższym poziomie agregacji danych (układ gmin). Pozwoli to w pewnym stopniu na porównanie uzyskanych wyników badań oraz na ocenę możliwości poznawczych metody entropii w kształtowaniu nierówności regionalnych, ale z perspektywy zróżnicowań na poziomie lokalnym. W pracy podjęto próbę odpowiedzi na trzy następujące pytania badawcze: (1) jak zmieniał się poziom nierówności wewnątrz- i międzyregionalnych w Polsce w latach 2004–2021 w świetle wartości wskaźnika dochodów osobistych ludności?, (2) w jakim stopniu poziom nierówności na poziomie lokalnym wpływa na ogólny poziom nierówności dochodowych

w Polsce? oraz (3) jakie występują prawidłowości w zakresie zmienności rozkładu przestrzennego nierówności dochodowych w Polsce?

Praca składa się z czterech zasadniczych części. Część pierwszą stanowi wprowadzenie, w którym zarysowano problem badawczy. W drugiej części przedstawiono i omówiono źródła danych, w tym koncepcję zastosowanego wskaźnika dochodów osobistych ludności oraz zastosowane metody badawcze. Część trzecia zawiera omówienie wyników badań empirycznych. W części czwartej przeprowadzono dyskusję nad uzyskanymi wynikami oraz przedstawiono najważniejsze wnioski.

Źródła danych i metody badawcze

Analiza zmian poziomu nierówności dochodowych opierała się na wskaźniku dochodów osobistych ludności per capita zaproponowanym przez Kołsuta i Bajerskiego (2013). Wskaźnik ten stanowi sumę dochodów gmin z podatku od osób fizycznych (PIT) oraz z podatku rolnego (PR). Jak uzasadniają autorzy (2013, s. 64), wskaźnik ów nie tylko „może być nową miarą wykorzystywaną w analizie nierówności przestrzennych od skali lokalnej do regionalnej”, ale i służyć „do badań nad poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego, warunkami życia ludności oraz poziomem spójności społecznej obszaru”. Dodatkowo autorzy dowodzą, że sumowanie obu typów dochodów z podatków (PIT – podatek dochodowy bezpośredni, PR – podatek majątkowy), jest zasadne.

Relatywnie największe kontrowersje budzi stosowanie podatku rolnego, będącego podatkiem majątkowym, który nie wynika z dochodów uzyskiwanych przez właścicieli nieruchomości rolnych, którymi nie zawsze są rolnicy, lecz także osoby uzyskujące dochody z innych źródeł niż działalność rolnicza. Niemniej jednak, jak zauważają autorzy tego miernika (s. 57), „choć podatek rolny jest podatkiem majątkowym, to zasady jego obliczania uwzględniają zarówno przyrodnicze, jak i ekonomiczne warunki panujące w danej gminie, a także klasy użytków rolnych w gospodarstwie, które istotnie wpływają na wielkość dochodów z działalności rolniczej. Można zatem, po przyjęciu odpowiednich założeń, uznać, że jest on substytutem podatku dochodowego”. Szerszą interpretację i szczegółową analizę dochodów gmin z tytułu podatku rolnego przeprowadził w swojej pracy Motek (2011). Tym samym według Kołsuta i Bajerskiego (2013, s. 58) „wpływy gmin z udziału w podatku dochodowym od osób fizycznych są miernikiem dochodów ludności nierolniczej, natomiast dochody z podatku rolnego miernikiem dochodów ludności rolniczej – zsumowane wartości wskaźników przedstawiają całość dochodów osobistych ludności danej jednostki terytorialnej”. Dodatkowo warto podkreślić, że wprowadzenie podatku rolnego miało generalnie na celu „uzupełnienie” wielkości dochodów ludności zwłaszcza tych gmin, w których dominującym zajęciem ludności jest działalność rolnicza, a więc w których trudno określić skalę dochodów tej grupy ludności. W tym miejscu jednak warto zauważyć, że udział podatku rolnego w ogólnej wartości wskaźnika dochodów osobistych ludności w skali kraju w latach 2004–2021 był niewielki i ogólnie wykazywał

tendencję malejącą (z 6,5% do 3,0%). Relatywnie najwyższy udział wielkości tego podatku w omawianym mierniku występował w województwach typowo rolniczych (lubelskie, opolskie i warmińsko-mazurskie) w granicach 14,5–16,7% w 2004 r. i 7–8% w 2021 r. Z kolei na poziomie lokalnym w 2004 r. w nieco ponad 330 gminach udział podatku rolnego we wskaźniku dochodów osobistych ludności oscylował na poziomie 50–80%, za to w 2021 r. już tylko w 12 gminach jego udział wynosił 50–65%.

Dodatkowo autorzy miernika zwracają uwagę na dość istotny mankament, a mianowicie na zmienność w czasie systemu podatkowego, co utrudnia analizy o charakterze dynamicznym i wskazują na jego przydatność szczególnie do analiz statycznych i krótkookresowych analiz dynamicznych. W pewnym stopniu, zwłaszcza w zakresie analiz nierówności dochodowych, problem ten można zniwelować poprzez operowanie nie wartością dochodów per capita, ale wartością odniesioną do średniej krajowej (zabieg ten zastosowano w niniejszej pracy).

Duża użyteczność tego miernika wynika też z faktu, że wskaźnik ten na poziomie regionalnym przejawia bardzo wysoką zbieżność z innymi miarami dochodów. Po pierwsze wykazuje wysoką zbieżność ze wskaźnikiem dochodu regionalnego wyrażanego za pomocą PKB per capita, a więc wskaźnika wielkości działalności gospodarczej, zlokalizowanej w określonym regionie (Czyż 2012). W latach 2004–2021 poziom korelacji liniowej wyrażonej za pomocą współczynnika Pearsona (dla $p=0,0000$) pomiędzy wartości PKB per capita a wartością wskaźnika dochodów osobistych ludności per capita (W) oscylował w granicach od +0,959 w 2008 r. do +0,981 w 2019 i 2021 r. Relacja ta znajduje również potwierdzenie m.in. w pracy Ciołek (2017), która szacując wielkość PKB na poziomie powiatów, dowiodła, że szacunki oparte na sumie dochodów z PIT i PR najmniej różniły się od oficjalnych danych w stosunku do innych metod szacowania PKB na poziomie powiatów. Po drugie, poziom korelacji liniowej między wielkością wskaźnika W a przeciętnym rocznym dochodem netto na osobę w gospodarstwach domowych w 2021 r. (GUS 2023) wynosił +0,901 (przy $p=0,0000$); a z wielkością nominalnych dochodów gospodarstw domowych do dyspozycji brutto w przeliczeniu na 1 mieszkańca w ujęciu regionalnym oscylowały od +0,878 w 2006 r. do +0,973 w 2011 r. W skali kraju na przeciętne dochody ludności składają się przede wszystkim dochody z: pracy najemnej – 61%, świadczeń związanych z wiekiem (m.in. emerytury, renty, odprawy, zasiłki) – 21%, pracy na własny rachunek (w tym dochody z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie, własnej działalności gospodarczej) – 8%. Zdecydowana większość dochodów pochodzi z pracy najemnej, z której odprowadzany jest PIT, a z niego 38% trafia do budżetów gmin. Tym samym w niniejszej pracy wskaźnik dochodów osobistych ludności traktuje się jako wskaźnik inferencyjny, swego rodzaju surogat, dochodu ludności ogółem i dochodu narodowego na poziomie lokalnym. Oczywiście należy podkreślić, że tego typu rozwiązanie jest daleko idącym kompromisem między dokładnością i trafnością informacji niesionej przez miernik a brakiem dokładniejszych miar na poziomie lokalnym. Do konstrukcji wskaźnika wykorzystano publikowane dane statystyczne pochodzące z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Natomiast w celu zniwelowania wpływu zmienności systemu podatkowego na otrzymane

wyniki w części analiz zrezygnowano z nominalnych wartości wskaźnika na rzecz wartości stanowiącej procentowy udział wartości średniej krajowej.

W pracy zastosowano szereg metod badawczych, pozwalających na analizę zmian poziomu nierówności dochodowych zarówno w ujęciu czasowym, jak i przestrzennym. Są to wskaźniki: entropii i Giniego, nierówności rozkładu dochodu oraz autokorelacji przestrzennej.

W celu pomiaru stopnia nierówności między- i wewnątrzregionalnych zastosowano wskaźniki entropii oraz Giniego. Entropia w badaniach geograficznych traktowana jest jako miara uporządkowania przestrzennego lub jednorodności badanego systemu empirycznego (Czyż, Hauke 2015a). W tej pracy miarą entropii przestrzennej jest statystyka entropii Shannona (1948), która jako miara niepewności wystąpienia zdarzenia bazuje na funkcji prawdopodobieństwa p , gdzie

$\log \frac{1}{p} = -\log p$. To zaś dla szeregu zdarzeń losowych x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) z prawdopodobieństwem $p(x_i)$ musi spełniać warunek: $0 \leq p(x_i) \leq 1$, $\sum_{i=1}^n p(x_i) = 1$. Stąd też

entropia $H(x)$ jako wartość oczekiwana tych prawdopodobieństw wyrażana jest wzorem:

$$H(x) = -\sum_{i=1}^n p(x_i) \log p(x_i)$$

Jak zauważają Czyż i Hauke (2015b), statystyka entropii $H(x)$ może służyć jako podstawa konstruowania miary nierówności rozkładu prawdopodobieństwa informacji w ciągu danych $I(x)$. Można ją obliczyć jako różnicę między maksymalną entropią $H(x)_{max}$, która jest osiągnięta, gdy wszystkie informacje w ciągu pojawiają się z jednakowym prawdopodobieństwem, a entropią rzeczywistego rozkładu prawdopodobieństwa.

Do badania przestrzennego zróżnicowania nierówności statystykę entropii Shannona przekształcono w równanie składające się z dwóch elementów reprezentujących średnią ważoną entropię międzyregionalną oraz wewnątrzregionalną (Czyż, Hauke 2015a, b). Na tej podstawie wyznacza się miarę nierówności między- oraz wewnątrzregionalnych w następującej postaci:

$$I(x) = \sum_{r=1}^R p(x_r) \log_2 \frac{p(x_r)}{\frac{n_r}{n}} + \sum_{r=1}^R p(x_r) \left[\sum_{i \in S} \frac{p(x_i)}{p(x_r)} \log_2 \frac{p(x_i)}{\frac{1}{n}} \right]$$

gdzie:

S_r – r -ty region S , $r = 1, 2, \dots, R$,

N_r – liczba gmin w regionie r ,

N – całkowita liczba gmin,

x_i – wartość zmiennej x w gminie i .

W tym miejscu warto nadmienić, że podobną miarą nierówności jest tzw. indeks Theila (1972, 1996), który także bazuje na pojęciu entropii i zaliczany jest do tzw. wskaźników uogólnionej entropii. Dodatkowo istnieje możliwość jego dekompozycji na część między- i wewnątrzregionalną (por. Novotný 2007).

Pomimo możliwości dekompozycji na nierówności między- oraz wewnątrzregionalne, jaką daje miara entropijna, do pogłębionej analizy nierówności wewnątrzregionalnych oraz uchwycenia różnic pomiędzy nimi zastosowano indeks Giniego w postaci (Dixon i in. 1987):

$$G = \frac{1}{n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^n (2i - n - 1)x_i$$

Wykorzystanie tego indeksu w dużej mierze podyktowane było bardzo niskimi wartościami wskaźnika entropii, co wynikało z dużej liczby jednostek uwzględnionych w analizie (blisko 2,5 tys. gmin), a co za tym idzie – bardzo małych prawdopodobieństw p . Szerszy przegląd innych miar pozwalających na badanie nierówności znajduje się m.in. w pracach takich autorów, jak: Silber (1999), Suchecki (2010), Wójcik (2018).

W celu określenia dynamiki i kierunku zmian wielkości dochodów w układach wewnątrzregionalnych posłużono się wskaźnikiem nierówności rozkładu dochodu (*income quintile share ratio*) określanym w skrócie jako „20:20” lub „S80:S20” (Drezner i in. 2014). Wskaźnik ten wyznacza się jako stosunek całkowitego dochodu otrzymywanego przez 20% populacji (w niniejszej pracy były to gminy) o najwyższych dochodach do dochodu uzyskiwanego przez 20% populacji o najniższych dochodach. Wskaźnik ten pozwolił określić zmianę stosunku wielkości dochodu w grupach 20% gmin o najniższym (Q1 – pierwszy kwintyl) i najwyższym (Q5 – piąty kwintyl) poziomie dochodów osobistych ludności w poszczególnych latach.

Ostatnimi zastosowanymi miernikami były wskaźniki globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej (I Morana). Miary te pozwoliły określić stopień występowania autokorelacji przestrzennej oraz przestrzennego grupowania się klastrów gmin o wysokich bądź niskich dochodach osobistych ludności. Dzięki tym miarom powstała możliwość uchwycenia czasowo-przestrzennej zmienności poziomu nierówności dochodowych na poziomie lokalnym. W pracy wykorzystano lokalną statystykę autokorelacji przestrzennej w postaci (Cliff, Ord 1973):

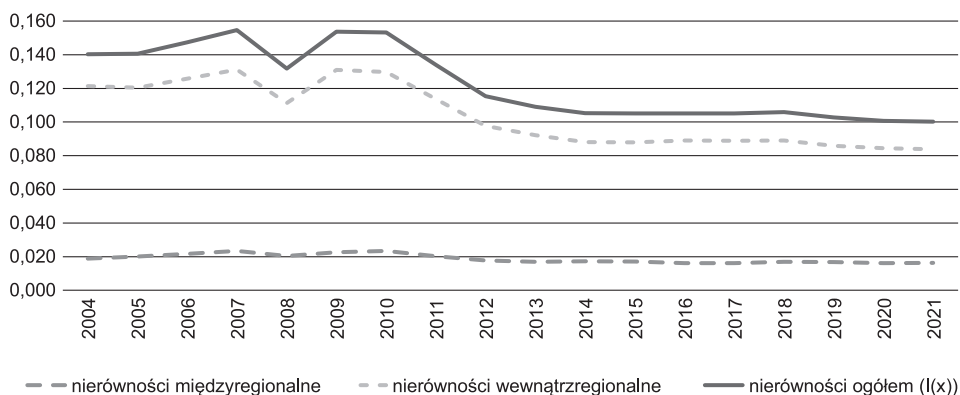
$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij})}$$

gdzie: w_{ij} to waga przestrzennych interakcji między lokalizacjami i i j (będąca elementem macierzy wag przestrzennych W). Macierz wag przestrzennych skonstruowana została w oparciu o sąsiedztwo I rzędu.

Nierówności dochodowe – zmienność w czasie i stabilizacja w przestrzeni

W latach 2004–2021 poziom nierówności dochodowych w Polsce ulegał znacznym zmianom (ryc. 1), jednak z wyraźnie malejącą tendencją. Maksymalny poziom nierówności odnotowano w latach 2007 i 2009–2010. Wówczas entropijna miara nierówności przyjmowała wartości na poziomie 0,153–0,154. Moment wstąpienia Polski do Unii Europejskiej charakteryzował się relatywnie wysokim poziomem nierówności, które w pewnym stopniu można traktować jako skutek szybkiego wzrostu gospodarczego końca lat 90. XX w. W owym czasie wzrost PKB per capita w Polsce (w stosunku do roku poprzedniego) wynosił od 16,6% w 1998 r. do 12,5% w 2000 r. Względna stabilizacja sytuacji społeczno-gospodarczej po 2004 r. po części była konsekwencją korzyści wynikających z funkcjonowania Polski (i innych krajów postsocjalistycznych Europy Środkowo-Wschodniej) w ramach wspólnego rynku, swobodnych przepływów towarów i osób oraz dostępu do wyjątkowo dużych w skali całej UE środków z funduszy strukturalnych. Niewielkie obniżenie poziomu nierówności, jako swoistej anomalii w tendencji, zaobserwowano w 2008 r. Jednak można to powiązać z ogólnoswiatowym kryzysem gospodarczym, który mógł w pewnym sensie odcisnąć swe piętno na spadku nierówności poprzez zmniejszenie wielkości (zwłaszcza tych najwyższych) dochodów. Od 2010 r. obserwuje się wyraźny spadek poziomu nierówności dochodowych ludności w Polsce. Przy czym relatywnie największy wzrost konwergencji zaobserwowano w latach 2010–2012, kiedy to wartości wskaźnika $I(x)$ zmalały z 0,153 do 0,115. Z kolei lata 2013–2021 charakteryzują się wyjątkowo dużą stabilnością poziomu nierówności dochodowych. Wówczas wartości entropijnej miary nierówności oscylowały w granicach 0,10–0,11.

Możliwość dekompozycji entropijnej miary nierówności na składnik międzyregionalny i wewnątrzregionalny wyraźnie uwypukla ogromną rolę tego drugiego w kształtowaniu nierówności dochodowych ludności w Polsce. Nierówności na

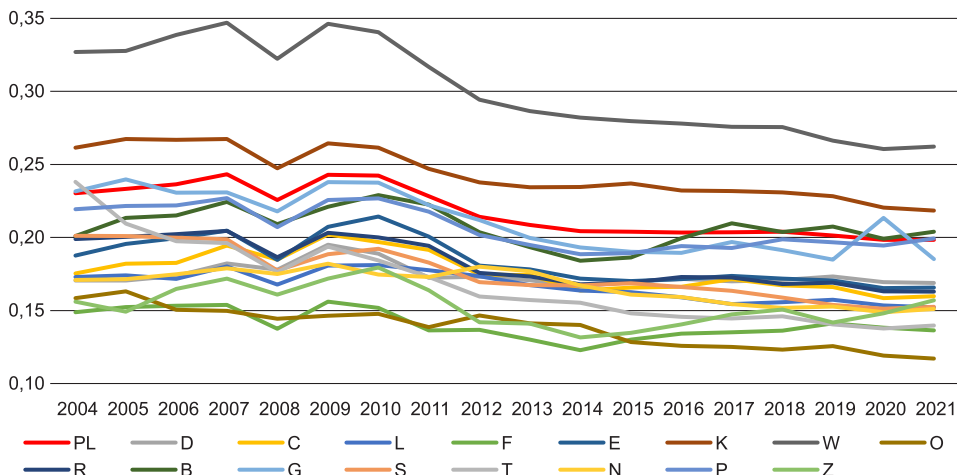


Ryc. 1. Nierówności dochodowe ludności w Polsce w świetle miary entropijnej

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

poziomie lokalnym odpowiadały za blisko 80% ogólnego poziomu nierówności (maksimum udziału przypada na lata 2003–2004 – 86,6%). Niemniej jednak warto zauważyć, że od 2004 do 2021 r. powoli, choć systematycznie, wzrastał udział nierówności międzyregionalnych (od 13,7 do 16,3%).

Skoro poziom nierówności dochodowych na szczeblu lokalnym w największym stopniu determinuje poziom nierówności w Polsce, to zasadna wydaje się bardziej szczegółowa analiza tego zjawiska w układach regionalnych. Ogólna tendencja zmian poziomu nierówności w poszczególnych regionach wyraźnie nawiązuje do tendencji ogólnokrajowych. W latach 2004–2021 generalnie zaobserwowano obniżenie poziomu nierówności dochodowych (ryc. 2). Największy notowany poziom nierówności wewnątrzregionalnych przypada na lata 2007 oraz 2009 i 2010 w aż 13 regionach, a w województwach: opolskim, śląskim i świętokrzyskim na lata 2004–2005. Z kolei najniższy poziom nierówności w 11 regionach przypadał na lata 2020–2021, a w województwach: dolnośląskim, lubuskim, podlaskim, wielkopolskim i zachodniopomorskim na 2014 r. Polskie regiony różniły się zarówno poziomem wewnętrznych nierówności dochodowych ludności, jak i wielkością spadku poziomu tych nierówności w czasie. Największy poziom nierówności dochodowych ludności w całym badanym okresie odnotowano w województwie mazowieckim, a ich maksimum przypadało na latach 2007 i 2009 ($Gini = 0,346-0,347$). Warto podkreślić, że osiągnięty w 2020 r. najniższy poziom nierówności dochodowych dla województwa mazowieckiego ($Gini=0,265$) był porównywalny z maksimum nierówności notowanych w kolejnym pod względem wewnątrzregionalnych nierówności regionie, czyli w województwie małopolskim ($Gini=0,267$) w 2007 r. Te dwa regiony, tj.



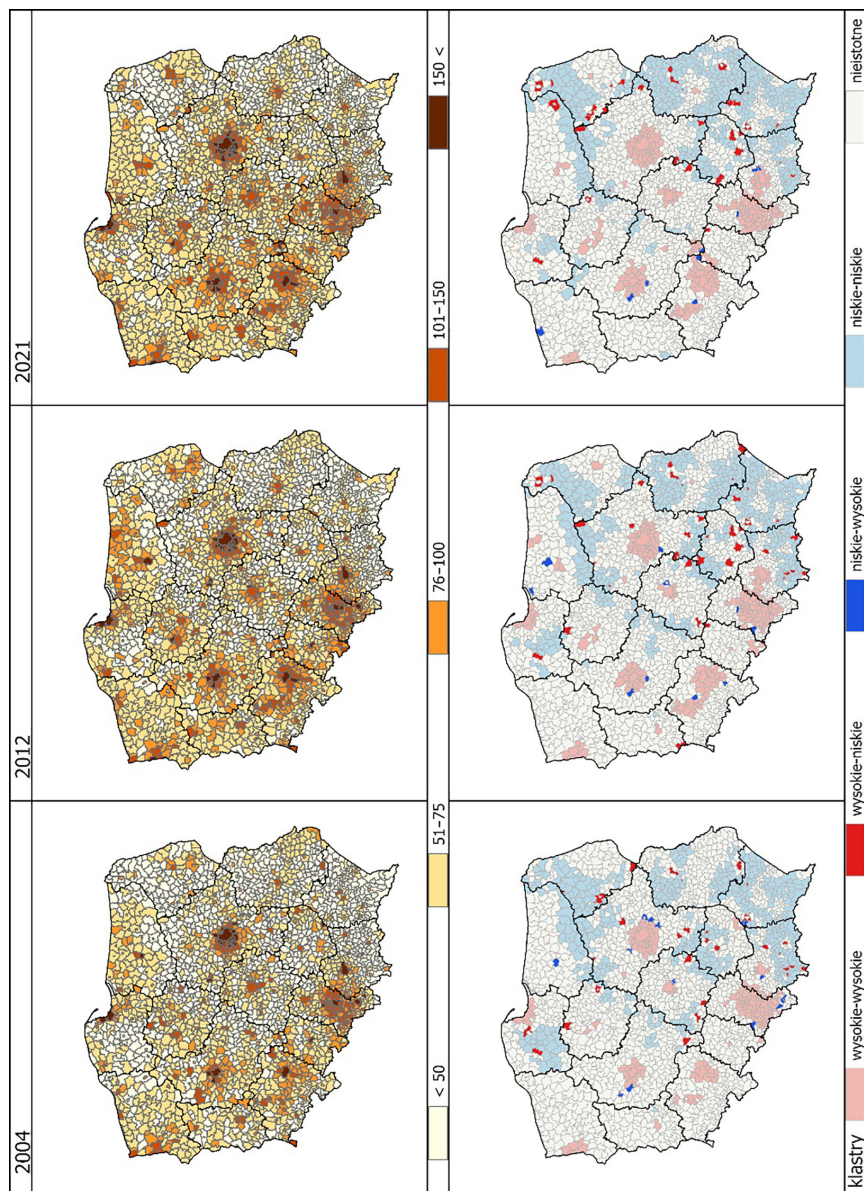
Ryc. 2. Wewnątrzregionalne nierówności dochodowe w świetle indeksu Giniego
 PL – Polska, D – dolnośląskie, C – kujawsko-pomorskie, L – lubelskie, F – lubuskie, E – łódzkie, K – małopolskie, W – mazowieckie, O – opolskie, R – podkarpackie, B – podlaskie, G – pomorskie, S – śląskie, T – świętokrzyskie, N – warmińsko-mazurskie, P – wielkopolskie, Z – zachodniopomorskie

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

Tabela 1. Średni poziom dochodów ludności w 20 i 80 percentylu gmin w układzie regionów

Region	I kwintyl – Q1 (najniższe dochody)				V kwintyl – Q5 (najwyższe dochody)			
	średnia 2004–2006		średnia 2019–2021		średnia 2004–2006		średnia 2019–2021	
	zł/os.	PL=100	zł/os.	PL=100	zł/os.	PL=100	zł/os.	PL=100
Polska	140	100	545	100	436	100	1433	100
dolnośląskie	192	138	703	129	432	99	1577	110
kujawsko-pomorskie	158	113	603	111	371	85	1272	89
lubelskie	137	98	492	90	313	72	1011	71
lubuskie	170	122	642	118	339	78	1187	83
łódzkie	143	102	610	112	366	84	1336	93
małopolskie	104	75	475	87	390	89	1369	96
mazowieckie	137	98	554	102	628	144	1902	133
opolskie	178	128	668	122	367	84	1147	80
podkarpackie	122	87	466	85	314	72	1016	71
podlaskie	120	86	450	83	321	74	1161	81
pomorskie	145	104	608	111	435	100	1463	102
śląskie	207	148	753	138	547	125	1591	111
świętokrzyskie	120	86	521	96	324	74	987	69
warmińsko-mazurskie	159	114	571	105	358	82	1151	80
wielkopolskie	153	110	631	116	441	101	1591	111
zachodniopomorskie	191	137	690	127	392	90	1304	91

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



Ryc. 3. Rozkład przestrzenny dochodów ludności i poziom autokorelacji przestrzennej w 2004, 2012 i 2021 r. (wartości dochodu odniesione do średniej krajowej, PL= 100)

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

województwo mazowieckie i małopolskie, jako jedyne w całym badanym okresie charakteryzowały się poziomem nierówności dochodowych wyższym niż średnia dla Polski. Efemerycznie powyżej „średniej krajowej” znajdowały się województwa: podlaskie (2017, 2019–2021), pomorskie (2005 i 2020) oraz wielkopolskie (2021). Z kolei wśród regionów o najniższym poziomie nierówności dochodowych w całym badanym okresie znajdowały się województwa: opolskie, lubuskie i zachodniopomorskie (0,117–0,132).

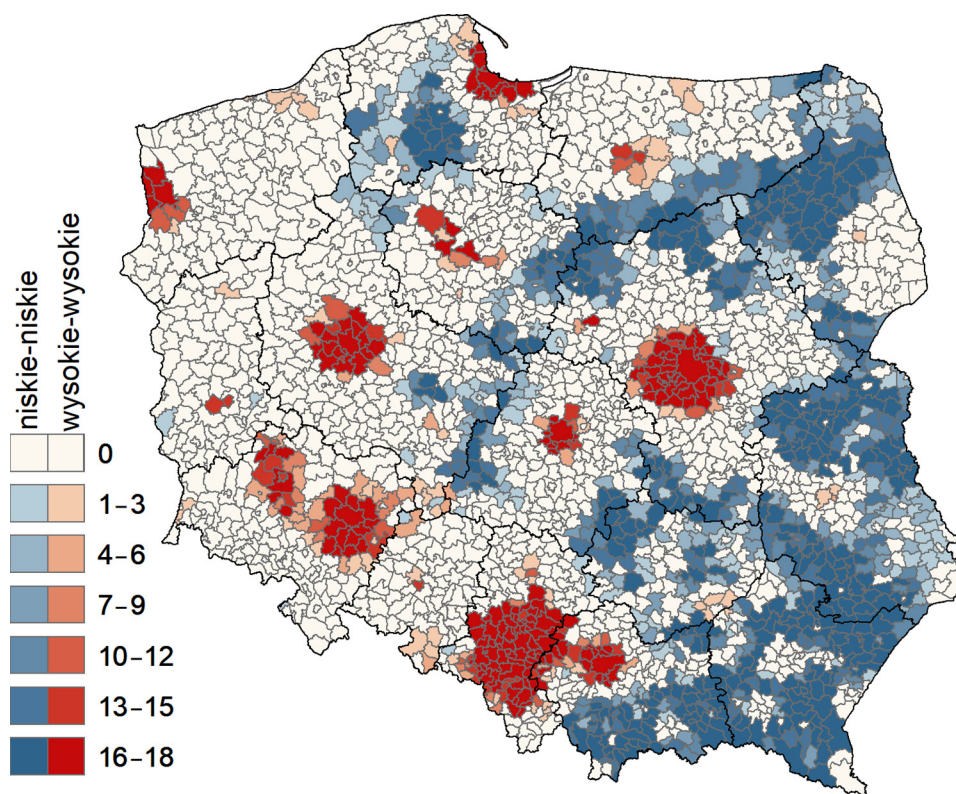
Biorąc pod uwagę różnicę między maksymalnymi i minimalnymi wartościami indeksów Giniego, należy stwierdzić, że największy spadek nierówności wystąpił w województwie świętokrzyskim (42%) oraz w mniejszym stopniu w opolskim (28%), zachodniopomorskim (27%), mazowieckim i śląskim (po 25%). Z kolei globalnie najmniejszy spadek nierówności odnotowano w województwach: wielkopolskim (17%), lubelskim (16%) i dolnośląskim (15%). Wziąwszy pod uwagę różnicę między 2004 i 2021 r., trzeba zauważyć, że poziom wewnętrznych nierówności w województwach takich, jak świętokrzyskie (41%), opolskie (26%), śląskie (24%) i mazowieckie (20%) był podobny, ale w przypadku pozostałych regionów sytuacja prezentowała się zgoła odmiennie. Otóż w latach 2004–2021 w województwach podlaskim i zachodniopomorskim nastąpił minimalny wzrost poziomu nierówności, natomiast w dolnośląskim odnotowano minimalny spadek, a w lubuskim, kujawsko-pomorskim i wielkopolskim spadek ten był nieco większy.

Analiza zmienności dochodów ujmowanych jako średnie wartości z lat 2004–2006 oraz 2019–2021 w 20% gmin o najwyższych (Q5) i 20% gmin o najniższych (Q1) dochodach osobistych ludności per capita w poszczególnych województwach (tab. 1) pozwala na następujące konstatacje. Relatywnie najniższe przeciętne dochody osobiste ludności wśród gmin z 20 percentyla zarówno na początku, jak i na końcu badanego okresu występowały w województwach: małopolskim, podkarpackim i podlaskim. Przeciętne gminy w tych regionach osiągały 75–87% wartości średniej gmin z Q1 w kraju. Z kolei relatywnie najwyższe przeciętne dochody Q1 notowano w województwach: śląskim, dolnośląskim, zachodniopomorskim i opolskim. W regionach tych, średnio rzecz ujmując, gminy tego typu osiągały wartość 122–148% średniej krajowej gmin Q1. Największy wzrost poziomu dochodów osobistych ludności w gminach Q1 odnotowały województwa: małopolskie (356%) oraz świętokrzyskie, łódzkie, pomorskie i wielkopolskie (311–328%). Z kolei względnie najniższą dynamiką wzrostu dochodów osobistych ludności w pierwszym kwintyli gmin cechowały się województwa warmińsko-mazurskie, lubelskie, zachodniopomorskie, śląskie i dolnośląskie (258–264%).

Gminy z piątego kwintyla, cechujące się najwyższymi dochodami osobistymi ludności, występowały przede wszystkim w województwie mazowieckim, gdzie osiągały 144% średniej krajowej Q5 w latach 2004–2006 i 133% w latach 2019–2021. Dochody na poziomie lub powyżej średniej krajowej Q5 w Polsce notowano jeszcze tylko w województwach: śląskim (odpowiednio 125% i 111%), wielkopolskim (101% i 111%), dolnośląskim (99% i 110%) i pomorskim (100% i 102%). W województwach: lubelskim, podkarpackim i świętokrzyskim gminy z Q5 osiągały zaledwie 70% średniej krajowej tego typu gmin w Polsce w obu badanych okresach. Gminy z Q5 z największą dynamiką wzrostu znajdowały się

w województwach: łódzkim, dolnośląskim, podlaskim i wielkopolskim (261–265%), a z relatywnie najniższą – w województwach: śląskim, mazowieckim i świętokrzyskim (191–205%).

Pomimo malejących w niewielkim stopniu nierówności dochodowych w Polsce i w poszczególnych regionach, obserwowany jest stopniowy wzrost stopnia koncentracji gmin o zbliżonej wielkości dochodów osobistych ludności. W ujęciu przestrzennym wyraźnie zarysowała się względnie trwała koncentracja sąsiadujących ze sobą gmin o wysokich bądź niskich dochodach osobistych ludności. Świadczą o tym relatywnie wysokie i wykazujące tendencję wzrostową wartości wskaźnika globalnej autokorelacji przestrzennej (ryc. 3, 4, tab. 2).



Ryc. 4. Stopień przynależności gmin do klastrów o wysokich i niskich dochodach ludności (długość okresu wyrażona w latach)

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

Wyraźnie zarysowana tendencja do koncentracji wysokich wartości dochodów osobistych ludności w największych aglomeracjach miejskich w Polsce nie jest z pewnością wyjątkowo odkrywcza. Jednak warto podkreślić, że relatywnie największe skupiska gmin o najwyższych dochodach osobistych ludności koncentrują się w centralnej części województwa śląskiego oraz wokół Warszawy, Poznania,

Tabela 2. Wartości globalnej statystyki autokorelacji przestrzennej dochodów ludności

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
I Moran	0,538	0,564	0,582	0,592	0,601	0,604	0,618	0,600	0,615
Rok	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
I Moran	0,618	0,636	0,634	0,628	0,622	0,623	0,624	0,587	0,626

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

Wrocławia i Legnicy–Lubina. Najczęściej są to dwa pierścienie gmin wokół miasta centralnego. Znacznie mniejsze skupiska występowały wokół Trójmiasta, Łodzi, Szczecina, ale i, co ważne, wokół Krakowa. W przypadku tych miast znajdował się zaledwie jeden, i to w wielu przypadkach niepełny pierścień gmin o najwyższym poziomie dochodów. Duże klastry gmin o najniższych wartościach dochodów skoncentrowane były przede wszystkim w województwach podkarpackim, podlaskim, lubelskim oraz małopolskim i pomorskim. Warto podkreślić, że nieco mniejsze skupienia gmin o niskich wartościach dochodów znajdowały się na pograniczu województw mazowieckiego z warmińsko-mazurskim, świętokrzyskim, kujawsko-pomorskim i łódzkim, łódzkiego ze świętokrzyskim, wielkopolskim i kujawsko-pomorskim.

Generalnie należy zauważyć, że w każdym z województw gminą o najwyższych dochodach (w całym badanym okresie) było miasto wojewódzkie lub gmina położona w jego aglomeracji miejskiej (np. Podkowa Leśna, Sopot, Tarnowo Podgórne, Dobra Szczecińska). Z kolei wśród gmin o najniższych dochodach w skali poszczególnych regionów w całym badanym okresie znajdowały się przede wszystkim gminy usytuowane bezpośrednio na granicy regionu z innym regionem lub na granicy państwowej.

Dyskusja i podsumowanie

Pierwsza dekada XXI w. to z jednej strony intensywne zmiany społeczno-gospodarcze przygotowujące Polskę do członkostwa w Unii Europejskiej, a z drugiej – początek stabilizacji społeczno-gospodarczej następujący po wyjątkowo trudnych doświadczeniach okresu transformacji ustrojowej. Notowany wówczas relatywnie wysoki poziom nierówności dochodowych w znacznym stopniu był właśnie echem (po)transformacyjnej rzeczywistości. Rzeczywistości, która co prawda wykazywała wysokie tempo wzrostu gospodarczego (10–15% r/r), ale jednocześnie boleśnie doświadczała społeczeństwo, które bezpośrednio odczuwało skutki procesów transformacji, czego przejawem było m.in. wyjątkowo wysokie bezrobocie (20% w skali kraju). Kolejna dekada przyniosła dość dużą stabilizację poziomu nierówności dochodowych w Polsce. Do podobnych wniosków w zakresie nierówności dochodowych (choć mierzonych w oparciu o nieco inne mierniki) doszli m.in. Motek (2018), Kossowski i Motek (2021). Zdecydowanie większy wpływ na ich wielkość miały nierówności wewnątrzregionalne niż międzyregionalne. Średnio rzecz ujmując, stosunek ten wyniósł 80:20. Zatem w ujęciu

zaproponowanym w pracy, to nierówności na poziomie lokalnym mają zdecydowanie większy wpływ na poziom ogólnych nierówności w kraju. Niestety trudno jednoznacznie oszacować wpływ realizowanej od blisko dwudziestu lat polityki regionalnej, której jednym z celów była m.in. próba zniwelowania różnic międzyregionalnych i wewnątrzregionalnych. Co prawda, zauważalna jest koincydencja spadku nierówności po kilku latach od wstąpienia do Polski do UE, jednakże złożoność procesów społeczno-gospodarczych utrudnia pełną odpowiedź. Niemniej jednak można przypuszczać, że środki i mechanizmy działające wewnątrz UE częściowo przyczyniły się do spadku nierówności (por. Churski i in. 2021, Gorzelak, Przekop-Wiszniewska 2021, Gorzelak 2022).

W całym badanym okresie największym stopniem nierówności wewnątrzregionalnych charakteryzowały się województwa: mazowieckie, małopolskie, pomorskie, podlaskie i wielkopolskie, a najmniejszym – świętokrzyskie, lubelskie, warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie, lubuskie i opolskie. Obie grupy różniły się przede wszystkim tym, że tę pierwszą (z wyjątkiem województwa podlaskiego) tworzyły regiony z największymi, wielofunkcyjnymi, najsilniejszymi gospodarczo oraz z korzystną sytuacją demograficzną aglomeracjami miejskimi (wręcz obszarami metropolitalnymi) o najwyższych dochodach osobistych ludności, a tę drugą regiony z mniejszymi ośrodkami regionalnymi niższej rangi (z wyjątkiem Szczecina) o relatywnie niższych dochodach osobistych ludności. Należy jednak podkreślić, że największe trwałe i zwarte przestrzennie skupiska gmin o wysokich dochodach osobistych ludności występowały przede wszystkim wokół Warszawy, Poznania, Wrocławia i Katowic, a znacznie mniejsze wokół Krakowa, Łodzi, Trójmiasta, Szczecina oraz Bydgoszczy. To w stosunku do relatywnie dużych zwartych obszarów gmin o niskich dochodach osobistych ludności położonych na obrzeżach takich województw, jak: mazowieckie, pomorskie, małopolskie, łódzkie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie wskazuje na przyczynę wysokiego poziomu nierówności wewnątrzregionalnych. Tym samym wyraźnie zarysowuje się główna oś nierówności na linii wielkie aglomeracje miejskie–obszary peryferyjne (pogranicza województw). W tym kontekście trudno jednoznacznie uzasadnić relatywnie niski poziom nierówności dochodowych zwłaszcza w takich województwach, jak zachodniopomorskie, warmińsko-mazurskie czy lubuskie. Co prawda w regionach tych wielkie i silne aglomeracje miejskie jeszcze się nie wykształciły, ale jednocześnie są to regiony, które względnie mocno zostały dotknięte społecznymi i gospodarczymi skutkami transformacji (por. Domański 2021). Restrukturyzacja przemysłu i rolnictwa (w tym upadek dawnych PGR-ów) skutkowało w wielu powiatach wyjątkowo wysokim bezrobociem strukturalnym rzędu 30–40% (podobnie jak w kilkunastu powiatach województw pomorskiego i mazowieckiego), co prowadziło do pauperyzacji społeczności lokalnych i pewnego zastoju gospodarczego. Mimo to w grupie tych regionów (poza województwem warmińsko-mazurskim) nie zaobserwowano występowania trwałych skupień gmin o niskim poziomie dochodów osobistych ludności, a gminy z pierwszego kwintyla i tak cechowały się względnie wysokimi dochodami osobistymi ludności na tle kraju. W pewnym sensie może to być efekt relatywnie dużego udziału wysokotowarowych i wielkoobszarowych gospodarstw

rolnych opartych na najemnej sile roboczej. To w porównaniu z tradycyjnym o niskim stopniu specjalizacji rozdrobnionym rolnictwem indywidualnym Polski wschodniej i południowo-wschodniej sprawia, że gminy Polski zachodniej cechują się względnie wyższymi dochodami ludności (por. Stanny 2013). I w tym tkwi prawdopodobnie też uzasadnienie swego rodzaju ponadprzeciętnej koncentracji gmin o najniższych dochodach ludności w województwach Polski wschodniej i południowo-wschodniej (lubelskie, podkarpackie, świętokrzyskie, podlaskie oraz mazowieckie i małopolskie). Wśród tych gmin dominowały głównie gminy wiejskie, o monofunkcyjnej gospodarce, tradycyjnym rolnictwie o niskiej wydajności i ograniczonej liczbie miejsc pracy poza rolnictwem, ale przede wszystkim o niezbyt korzystnej sytuacji demograficznej z objawami szybkiego starzenia się ludności i dużej depopulacji (poza województwami małopolskim i podkarpackim) (Stanny 2013). Z kolei nieco odmienna sytuacja występowała w gminach województw małopolskiego i podkarpackiego cechujących się wysoką gęstością sieci osadniczej i koncentracją ludności prowadzącą do zjawiska tzw. przeludnienia agrarnego. Dominowało tam łączenie dochodów z gospodarstwa rolnego i z pracy najemnej poza nim, co w konsekwencji mogło skutkować relatywnie mniejszymi (oficjalnymi) dochodami ludności.

Obserwowany proces zmniejszania się nierówności dochodowych zachodził głównie wskutek szybszego wzrostu dochodów osobistych ludności w gminach charakteryzujących się niższym poziomem tych dochodów w początkowych latach badanego okresu. Zatem dochodziło do konwergencji, w której gminy o niższych dochodach osobistych ludności cechowały się szybszym tempem wzrostu niż gminy, których mieszkańcy wykazywali wyższe dochody osobiste. Wyraźnie szybszy proces „nadganiań” dochodów obserwowano w gminach województw Polski południowo-wschodniej (małopolskie, podkarpackie, świętokrzyskie) oraz częściowo Polski centralnej i północnej (wielkopolskie, łódzkie, pomorskie). Z kolei najwolniej proces ten zachodził w województwach warmińsko-mazurskim, lubelskim, zachodniopomorskim, śląskim i dolnośląskim. W tym przypadku raczej trudno doszukiwać się pewnych prawidłowości przestrzennych, gdyż różnice te nie były wyjątkowo duże. Jednakże proces ten można częściowo łączyć z pozytywnymi efektami członkostwa w UE i pozytywnym oddziaływaniem polityk wspólnotowych, np. wspólna polityka rolna, która poprawia dochodowość i efektywność obszarów wiejskich (por. Dubownik i in. 2018). Innym procesem, który można zaobserwować, jest rosnąca aktywizacja gospodarcza gmin, zwłaszcza tych położonych wzdłuż powstających lub modernizowanych głównych szlaków komunikacyjnych (np. Warszawa–Poznań, Warszawa–Lublin, Warszawa–Białystok). Niemniej jednak należy podkreślić, że o ile nierówności dochodowe maleją, o tyle rośnie lub utrzymuje się na względnie wysokim poziomie stopień autokorelacji przestrzennej dochodów. Co za tym idzie – następuje petryfikacja obszarów o koncentracji wysokich i niskich wartości dochodów osobistych ludności. Przy czym najtrudniejsza sytuacja zachodzi wówczas, gdy te dwa typy obszarów występują w granicach jednego województwa. Taki stan obserwowano wyraźnie w województwach: mazowieckim, małopolskim, pomorskim, łódzkim, wielkopolskim. W regionach tych polaryzacja dochodów osobistych ludności

wyraźnie utrwała się, co może prowadzić do pewnego rodzaju marginalizacji gmin peryferyjnych i pogłębiania się ich problemów społeczno-gospodarczych. Do podobnych wyników i wniosków, ale w odniesieniu do analizy stabilności występowania klastrów przestrzennych gmin i wielkości ich dochodów własnych doszli m.in. Kossowski i Motek (2021).

Oczywiście należy pamiętać, że wykorzystany w analizie miernik dochodów osobistych ludności ma swoje ułomności i pewne ograniczenia. Nie jest to miernik oddający pełne spektrum dochodów ludności. Nie obejmuje on bowiem m.in. dochodów z własnej działalności, działalności rolniczej, przychodów z majątku (np. odsetki), transferów budżetowych (np. renty, emerytury). To z kolei sprawia, że poziom dochodów osobistych ludności, nawet po uwzględnieniu podatku rolnego, nadal pozostaje niedoszacowany, zwłaszcza w gminach z dominacją funkcji rolniczej i o wysokim poziomie obciążenia demograficznego osobami starszymi (por. Raczyk 2007, Kołsut, Bajerski 2013). Poza tym wysokość stawek podatku rolnego, choć ustawowo określona, pozostaje w gestii samorządu gminnego i lokalnej polityki podatkowej (por. Motek 2011). Stąd też operowanie tym miernikiem wymaga ostrożności w interpretacji.

W tym miejscu warto zauważyć, że Czyż i Hauke (2015a, b), analizując nierówności w zakresie dochodu regionalnego per capita, nie odnotowali aż tak wyraźnego spadku nierówności w latach 2010–2012 oraz wykazali względną równowagę między nierównościami między- i wewnątrzregionalnymi (z lekką przewagą tych ostatnich). To zaś niezależnie od zastosowanego wskaźnika (dochód ludności a dochód regionalny) wskazuje na wrażliwość miar nierówności, w tym miary entropijnej, na liczbę uwzględnionych jednostek terytorialnych. Wspomniani autorzy w swych analizach operowali w ujęciu wewnątrzregionalnym układem podregionów (NUTS3), a więc wyraźnie mniejszym liczebnie zbiorem jednostek przestrzennych. To w dość oczywisty sposób sprawia, że jednostki te będą w znacznie mniejszym stopniu różniły się między sobą niż dużo mniejsze i liczniejsze jednostki terytorialne, jakimi są gminy. Dlatego wydaje się, że analiza nierówności wewnątrzregionalnych przy większej dezagregacji przestrzennej zjawiska daje bardziej satysfakcjonujące wyniki. Jednak zagadnienie to powinno być jeszcze przedyskutowane w literaturze i rozwinięte. Wśród postulowanych najważniejszych potencjalnych dalszych kierunków badawczych należy wskazać także: dyskusję nad stosowanymi miarami (które elementy lub jakie składniki można włączyć do miar dochodu, aby uzyskać pełniejszy obraz tego zjawiska), metodami (które z metod dają bardziej satysfakcjonujące wyniki – swego rodzaju walidacja metod) oraz skalą przestrzenną analizowanego zjawiska i jej wpływem na uzyskiwane wyniki.

Literatura

- Amin S. 2004. *Zmurszały kapitalizm*. Wydawnictwo Akademickie Dialog, Warszawa.
- Atkinson A. 2015. *Inequality: What Can Be Done?* Harvard University Press, Cambridge.
- Churski P., Herodowicz T., Konecka-Szydłowska B., Perdał R. 2020. Teoretyczny i praktyczny wymiar polityki rozwoju zorientowanej terytorialnie. *Studia KPZK PAN*, 9/201.

- Churski P., Herodowicz T., Konecka Szydłowska B., Perdał R. 2021. European Regional Development. Contemporary regional and local perspectives of socio-economic and socio-political changes. Economic Geography Series. Springer.
- Ciołek D. 2017. Oszacowanie wartości produktu krajowego brutto w polskich powiatach. *Gospodarka Narodowa*, 3(289): 55–87.
- Cliff A.D., Ord J.K. 1973. *Spatial Autocorrelation*. Pion, London.
- Czyż T. 2012. Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego Polski w ujęciu subregionalnym. *Przegląd Geograficzny*, 84, 2: 219–236.
- Czyż T., Hauke J. 2015a. Spatial entropy in regional analysis. *Quaestiones Geographicae*, 34(4): 30–47.
- Czyż T., Hauke J. 2015b. Zastosowanie miary entropii do badania zmian w zróżnicowaniu regionalnym Polski. *Rozwój Regionalny i Polityka regionalna*, 32: 17–30.
- Dixon P.M., Weiner J., Mitchell-Olds T., Woodley R. 1987. Bootstrapping the Gini Coefficient of Inequality. *Ecology*, 68, 5: 1548–1551.
- Domański B. 2021. Sprawiedliwość społeczna a przestrzenne zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego Polski – kilka refleksji dyskusyjnych. *Studia Regionalne i Lokalne*, 2(84): 109–116.
- Drezner T., Drezner Z., Hulliger B. 2014. The Quintile Share Ratio in location analysis. *European Journal of Operational Research*, 238, 1: 166–174.
- Dubownik A., Rudnicki R., Szyda B., Adamiak C., Kaliński K. 2018. Fundusze Unii Europejskiej jako czynnik rozwoju regionalnego. *Studia Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN*, 1/193.
- Goźdźiak G. (red.) 2022. *Terytorialne efekty polityk Unii Europejskiej w Polsce*. Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Goźdźiak G., Przekop-Wiszniewska E. 2021. European Union Funds in Poland: Sociological, Institutional and Economic Evaluations. *Polish Sociological Review*, 4(216): 451–471.
- GUS 2023. *Dochody i warunki życia ludności Polski – raport z badania EU-SILC 2021*. Główny Urząd Statystyczny, Departament Badań Społecznych, Warszawa.
- Harvey D. 2016. *The Ways of the World*. Profile Books, London.
- Hauke J. 2018. Entropijne porównanie nierówności regionalnych postsocjalistycznych państw członkowskich UE w latach 2000 i 2014. *Rozwój Regionalny i Polityka regionalna*, 41: 101–110.
- Kośut B., Bajerski A. 2013. Propozycja wskaźnika dochodów osobistych ludności na poziomie lokalnym w Polsce. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 21: 53–68.
- Kossowski T., Motek P. 2021. Zróżnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin. *Wiadomości Statystyczne*, 66, 8: 1–23.
- Motek P. 2011. Przestrzenne zróżnicowanie dochodów gmin z podatku rolnego. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 14: 43–56.
- Motek P. 2018. Nierówności dochodowe gmin województwa wielkopolskiego w latach 2004–2017. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 44: 9–18.
- Novotný J. 2007. On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? *The Annals of Regional Science*, 41: 563–580.
- Raczyk A. 2007. Dochodowość i efektywność gospodarki w Polsce w układach lokalnych. [W:] P. Brezdeń, S. Grykień (red.), *Przekształcenia regionalnych struktur funkcjonalno-przestrzennych. Od lokalnego do globalnego wymiaru gospodarowania przestrzenią – nowe jakości przestrzeni społeczno-ekonomicznej*. Uniwersytet Wrocławski, Instytut Geografii i Rozwoju Regionalnego, Wrocław, s. 237–248.
- Semple R.K., Gauthier H.L. 1972. Spatial-Temporal Trends in Income Inequalities in Brasil. *Geographical Analysis*, 4, 2: 169–179.
- Shannon C.E. 1948. A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27: 379–423, 623–656.
- Shannon C.E., Weaver W. 1964. *The mathematical theory of communication*. The University of Illinois Press, Urbana, Illinois.
- Silber J. (red.) 1999. *Handbook of Income Inequality Measurement*. Springer, Netherlands.
- Stanny M. 2013. *Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju obszarów wiejskich w Polsce*. Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa, Polska Akademia Nauk, Warszawa.
- Suchecki B. (red.) 2010. *Ekometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Theil H. 1972. *Statistical decomposition analysis*. North Holland, Amsterdam.

- Theil H. (red.) 1996. Studies in global econometrics. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, 30. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht.
- Wójcik P. 2018. Metody pomiaru realnej konwergencji gospodarczej w ujęciu regionalnym i lokalnym. Konwergencja równoległa. Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.

Changes in spatial inequality of income in Poland at the local level from 2004 to 2021

Abstract: The purpose of the article is to analyze changes in the level of inequality of personal income of the population in Poland, in inter- and intra-regional systems in 2004-2021, among others, in the light of measures of inequality based on entropy statistics and the Gini index. The paper attempts to answer the following research questions: how did the level of intra- and inter-regional inequality in Poland change in 2004-2021 in the light of the value of the personal income index of the population?, to what extent does the level of inequality at the local level affect the overall level of income inequality in Poland? and what are the regularities in the variability of the spatial distribution of income inequality in Poland? In the course of the research procedure, it was shown that the level of income inequality in Poland decreased in the period under study. Intra-regional inequality shapes the level of inequality to a greater extent than inter-regional inequality. Among the provinces with the highest level of inequality are Mazowieckie and Malopolskie, and the lowest are Opolskie and Zachodniopomorskie. In most regions, a much faster rate of growth in the personal income of the population was observed in municipalities with relatively lowest incomes.

Key words: entropic measure of inequality, Gini index, population income, Poland